

J G S S から読む日本人の行動と意識

阿部真大 新雅史 石田浩 佐藤雅浩 高橋康二
立石裕二 中澤篤史 三輪哲 渡辺彰規

S S J D A - 3 3

March 2006

まえがき

東京大学社会科学研究所の日本社会研究情報センターでは、センターに設置されているデータアーカイブ (Social Science Japan Data Archive) に収録されている調査データの2次分析を奨励するために、毎年「2次分析研究会」を組織している。2005年度は2つの研究会が平行して活動を行い、本リサーチペーパーに収められた論文は、「JGSS から読む日本人の行動と意識」研究会の成果である。

日本版総合的社会調査 (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所と東京大学社会科学研究所日本社会研究情報センターが共同で実施している研究プロジェクトである。第1期が1999~2003年度にわたり、1999年に2度の予備調査を実施し、2000年から毎年2003年まで4回の本調査を実施した。本リサーチペーパーに収められた論文も、2000-2003年のJGSS調査を2次分析したものである。JGSS プロジェクトは、2004年4月から第2期に突入し、5年間の予定で継続されている。2005年調査からは調査項目の公募という新しい試みがなされ、2006年、2008年調査では、設問に韓国、台湾の社会調査と共通する項目を組み込み、東アジアとの国際比較を可能にすることが計画されている。

JGSS は文字通り社会科学全般にわたる総合的な調査項目を含む調査であり、現代日本人の行動と意識の実態を把握することを目的として実施されている。調査終了後のできるだけ早い段階で、調査データを一般に公開し、学部学生のための教育利用や大学院生など自ら調査費用を捻出することが難しい研究者の利用に供している。本リサーチペーパーも若手研究者により執筆され、JGSS の汎用性の高い調査項目を反映して、環境意識、働き過剰、自分らしさ志向、健康、スポーツ、英語学習と、実に多様なテーマを取り上げている。このように日本社会の多岐にわたる領域についての分析が可能になったのは、JGSS の総合性という特色に負うところが大きい。

研究会では、参加者が各自の論文についての報告を行い、アドバイザーであった石田と三輪が中心となり各論文について議論した。2005年5月27日の第1回の研究会にはじまり、論文の構想段階から分析段階にいたる論文執筆過程の節目、節目に研究会を開催した。2006年2月23-24日には、もうひとつの2次分析研究会である「共働社会の到来とそれをめぐる葛藤」グループと共に、論文の報告会を開催した。コメンテーターの労を取られた飯島賢志氏 (関東学院大学) 元治恵子氏 (立教大学) 中山和弘氏 (聖路加看護大学) には、この場を借りて改めて御礼申し上げたい。

2006年3月

石田 浩
三輪 哲

「JGSS から読む日本人の行動と意識」研究会 参加者（五十音順）

阿部 真大	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程 *
新 雅史	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程 *
佐藤 雅浩	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程 *
澤井 和彦	東京大学大学院教育学研究科	助手
鈴木 亜希子	東京大学大学院人文社会系研究科	修士課程
瀬田 宏治郎	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程
高橋 康二	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程 *
立石 裕二	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程 *
束原 文郎	東京大学大学院教育学研究科	博士課程
土屋 敦	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程
中澤 篤史	東京大学大学院教育学研究科	博士課程 *
渡辺 彰規	東京大学大学院人文社会系研究科	博士課程 *

アドバイザー

石田 浩	東京大学社会科学研究所	教授
三輪 哲	東京大学社会科学研究所	助手

(所属は 2006 年 3 月 31 日時点)

* RPS33 号執筆者

JGSS から読む日本人の行動と意識

- 目次 -

第 1 章 節約志向とエコ購入志向	
現代日本の環境配慮行動と環境意識	1
	立石 裕二
第 2 章 現代日本のワーカホリック	
新自由主義を担っているのはどのような人々か	17
	高橋 康二
第 3 章 仕事における「自分らしさ」志向	37
	阿部 真大
第 4 章 「健康の不平等」の現在	
主観的健康状態と社会経済的地位 (socioeconomic status) の関連	48
	佐藤 雅浩
第 5 章 ウォーキングの増加とスポーツ実践の個人化	60
	新 雅史・中澤 篤史
第 6 章 英語学習意欲の規定要因	
ハビトゥス論と界の理論の視点から	72
	渡辺 彰規

第1章 節約志向とエコ購入志向 現代日本の環境配慮行動と環境意識

立石裕二¹

1. 目的

本論文の目的は、JGSS-2002 のデータを用いて、現代日本における環境配慮行動と環境意識の構造を探索することである。その際、環境配慮行動を節約とエコ購入の二類型に分け、家事との関連に注目しながら分析を進めていく。

今日の環境問題の特徴として、個々人の消費行動が環境破壊の直接的な原因として捉えられるようになってきたことが挙げられる。かつての環境問題は、水俣病などの公害問題に代表されるように、企業・行政が加害者として捉えられる問題が中心だった。今日では、ゴミ・リサイクルの問題や地球温暖化問題など、一般の人々のライフスタイル・消費行動が原因とされる環境問題が中心になっている。こうした変化に伴い、いかにして個々人の消費・生活を環境配慮型のものに変えていくか、が重要な課題になってきた。

こうした動向は、環境白書において「消費」が論じられる機会の変化によく示されている。図1は、1970年度から2005年度の環境白書で、それぞれ何項目で「消費」という語が使われたかを示したものである。これを見ると、1990年以前にも何度か波はあるものの（1970年代前半のオイルショックと1980年頃の都市型公害の問題化）、1990年代前半に「消費」という語の使用頻度が急激に高まっていることがわかる。

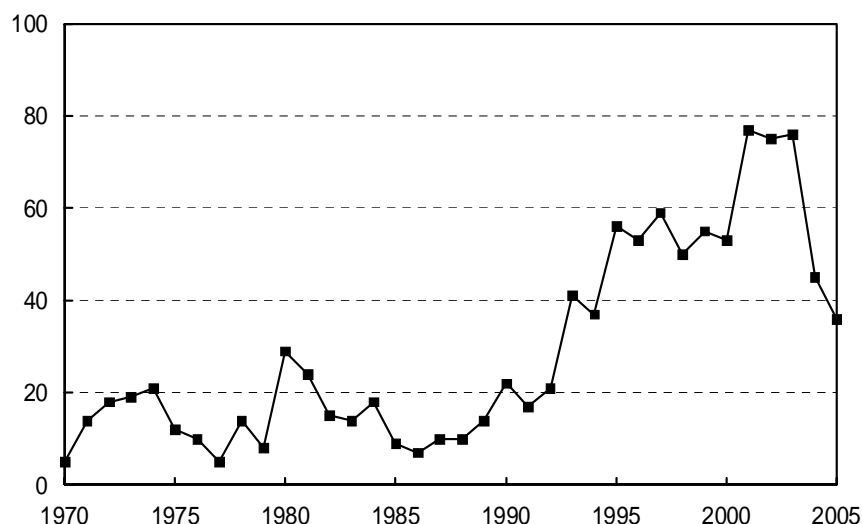


図1 環境白書における「消費」という語の出現項目数の変遷
(出典) 環境白書ホームページ (<http://www.env.go.jp/policy/hakusyo/>)
のキーワード検索の結果をもとに筆者が作成。

¹ E-mail: y_ttis@yahoo.co.jp

環境問題に関する人々の意識は、(1) 社会問題としての環境問題への意識、(2) 個々人の環境配慮行動、の二つに大きく分けることができる。社会問題として捉えた場合の環境意識と、実際の環境配慮行動は必ずしも連動するものではない。

環境配慮行動の中身も一様ではない。個々人の行動と環境問題が結びつけられるようになるとともに、環境配慮行動の意味内容も変化してきた。かつては、消費者が環境に配慮するといった場合、それはもっぱら廃棄の際の配慮や消費の節約と結びつけられていた。1990年代後半以降、トヨタのプリウスや省エネ家電といった、環境にやさしい商品の消費（エコ購入）が環境への配慮と結びつけられるようになった。それと同時に、「節約」のように、かつては環境配慮として捉えられていなかった幅広い事柄が、環境配慮として捉えられるようになった（「江戸時代のリサイクル」など）。環境破壊が社会問題化する以前から、日本では質素儉約が美德とされており、節約は必ずしも環境配慮に結びつくものではない。従来からあった節約の考え方が、近年になって環境問題との関連で読み直されていると考えられる。

2. 先行研究と分析視角

環境配慮行動に関しては、欧米では環境配慮行動の社会心理学とでも言うべき領域が成立し、*Environment and Behavior* や *Journal of Environmental Psychology* といった雑誌を中心に、活発に研究が行われている（e.g. Oskamp et al. 1991; Stern et al. 1993; Kaiser et al. 1999）。

日本では、広瀬幸雄を中心とする研究グループ（広瀬 1995; 杉浦 2003）や、海野道郎を中心とする生活環境研究会の研究グループ（中野ほか 1996; 篠木 2000）が、環境配慮行動に関して積極的にアンケート調査・分析を進めている。

どちらの研究グループも、環境配慮行動を分析する際の理論的基礎として、社会的ジレンマの存在から出発している。すなわち、個々人にとっては、環境配慮行動をしない方が手間とコストの面から合理的であるが、その帰結として、環境の悪化というもっとも望ましくない結果が生じるという議論である。それでは、実際に環境配慮行動をとる人は、なぜそうしているのか。そして、人々に環境配慮行動をとらせるにはどうすればよいか。こうしたことが探求課題となってきた。

これらの研究の特徴として、環境配慮行動の規定因について社会心理学的な概念で捉えていることが挙げられる。社会的ジレンマ論を問題意識の起源とする研究は、いかにして個々人の行動を環境配慮型へと変化させるか、という実践的関心に支えられており、その意義が大きいことは間違いない。他方で、規範・態度・コスト評価といった抽象的な概念によって環境配慮行動を分析することは、環境意識の全体像を捉えそこね、環境配慮行動

を抑制している社会的・構造的要因を見落とす危険性を持っている。社会心理学的な研究は、環境配慮行動を家事など関連する意識・行動の文脈のもとで分析する社会学的な研究と補完しあう必要がある。

このほか、マーケティング・消費心理学の観点から環境消費を分析する研究もあるが(大橋 2004)、関心は消費者像に向けられがちで、環境意識の全体像について十分に検討しているとは言いがたい。環境問題や環境意識に関する調査は総理府の世論調査でも数多く実施されているが、全体的動向をつかむ以上の吟味はなされていない。

もっとも、環境配慮行動を社会的文脈のもとで捉えようとする研究も皆無ではない。松葉口(2000)は、アンケート調査をもとにジェンダーと家事、環境配慮行動の関係について分析を行っている。ジェンダーや家事といった社会的文脈のもとで環境配慮行動を捉えようとしている点で本論文と視点を共有している。しかし、いくつか重要な調査結果は得られているものの、環境配慮行動28項目を十分な吟味なしで1次元尺度化してしまうなど、データの分析が不十分であるため、環境意識と環境配慮行動の社会的文脈を明らかにするには至っていない。

このように、環境意識の多様な側面や社会的文脈は、先行研究では十分に捉えられていない。本論文は、環境意識・環境配慮行動の多様性を捉えた上で、そうした多様な意識・行動がどのような社会的文脈・要因によって規定されているかを明らかにする。

その際、特に注目するのが、前節で取り上げた節約とエコ購入という軸である。日本では、従来から節約を美德とする考え方があり、それが近年になって環境配慮と結びつけて解釈されるようになった。それでは、日本人の意識において、節約とエコ購入、環境意識はどのような関係にあるのか。

環境問題の解決のためには、節約とエコ購入の両方を進める必要がある。消費を控えるだけでは、生産から消費、廃棄までのトータルの環境負荷が減るような産業構造にはならないし、環境に優しい商品を大量消費しては、環境問題の解決は到底おぼつかない。両面から対策を進めることが求められており、節約とエコ購入の関係を明らかにすることは、環境配慮行動の研究にとって重要な課題だと考えられる。

にもかかわらず、これまで環境意識について、節約とエコ購入という観点から十分な検討はされてこなかった。本論文では、節約とエコ購入という分析軸に注目して、現代日本における環境意識の構造を明らかにする。

本論文が扱うのは、大阪商業大学比較地域研究所と東京大学社会科学研究所とが共同で実施しているJGSS(Japanese General Social Surveys)プロジェクトの2002年度調査の結果である。全国の20~89歳の男女を対象に、2002年10月~11月に面接・留置を併用して実施された(層化二段無作為抽出法、有効回答数2953、回収率62.2%)。

本論文は、以下の流れで議論を進めていく。

(1) 環境配慮行動として挙げられる諸行動が、節約とエコ購入の二つの志向に大きく

分けられることを因子分析によって示す。

- (2) 節約志向とエコ購入志向は、どのようにして決まっているか。基本的な属性データを用いて重回帰分析を行い、どのような属性の人が高い節約志向、エコ購入志向を有するのか明らかにする。
- (3) 節約志向とエコ購入志向を規定する要因は何か。意識変数などを組み込んだモデルで重回帰分析を行う。
- (4) 環境配慮行動とその他の環境意識の関係はどうなっているか。意識間の偏相関係数を算出して検討を行う。

3. 環境配慮行動の2類型

本論文では、JGSS-2002 の設問のうち、留置票の問 45「あなたは、以下の事項をどのくらい行ないますか」で扱われている項目を、環境配慮行動として分析対象とする。表 1 は問 45 の単純集計である。

表 1 環境配慮行動の単純集計

	よくする	時々 する	あまり しない	全く しない	合計	無回答
電気はこまめに消す	1409	1086	388	64	2947	6
節水の心がけ	1206	1118	548	75	2947	6
故障物は修理して使用	800	1299	674	163	2936	17
再生商品の購入	717	1145	730	341	2933	20
詰め替え商品の購入	1346	892	416	272	2926	27
無農薬や有機栽培の野菜の購入	505	1020	964	428	2917	36
買物には袋などを持参	366	483	887	1196	2932	21
包装を簡単にしてもらおう	564	1011	787	563	2925	28
リサイクルショップの利用	232	706	974	1013	2925	28
公共交通機関の利用	738	588	894	708	2928	25
ゴミは分別して捨てる	2288	432	124	95	2939	14
生ゴミを堆肥に	463	372	488	1611	2934	19

これら 12 項目のうち、「公共交通機関の利用」は、公共交通機関が周囲に整備されているかという、居住地域の性質によって規定される部分が多い。そのため、この項目は除外し、残る 11 項目の環境配慮行動について因子分析を試みた。節約とエコ購入という二つの志向に分けられるのではないかと、という仮説に基づき、因子数 2 で抽出を行ったところ、表 2 の結果が得られた²。

² なお、先行研究でしばしば取り上げられているゴミ分別は、今回の因子分析ではどちらにも属さない結果となった。ゴミ分別は今日では行政によって制度化されており、他の環境配慮とは位置づけが異なることが関連していると思われるが、本論文の主旨から外れるので、これ以上は検討しない。

表 2 環境配慮行動の因子分析

	エコ購入	節約
電気はこまめに消す	0.076	0.740
節水の心がけ	0.086	0.878
故障物は修理して使用	0.245	0.367
再生商品の購入	0.602	0.242
詰め替え商品の購入	0.628	0.194
無農薬や有機栽培の野菜の購入	0.528	0.225
買物には袋などを持参	0.501	0.179
包装を簡単にしてもらう	0.554	0.129
リサイクルショップの利用	0.412	-0.003
ゴミは分別して捨てる	0.320	0.322
生ゴミを堆肥に	0.081	0.152

因子抽出法：重みなし最小二乗法

回転法：Kaiser の正規化を伴わないバリマックス法

この因子分析の結果をもとに、環境配慮行動を2つの類型に分類していこう。まず、第1因子は「再生商品の購入」「詰め替え商品の購入」「無農薬や有機栽培の野菜の購入」「買物には袋などを持参」「包装を簡単にしてもらう」「リサイクルショップの利用」の6項目で高い。これらは環境にやさしい商品の購入や、買い物の際の包装への配慮など、いずれも買い物に関与しており、買い物の際の、活動する中での環境配慮と言える。ここでは「エコ購入」志向と名づける。エコ購入は、1990年代に入って出てきた、環境にやさしい商品を消費するのが環境への配慮である、という発想と結びついていると考えられる。

第2因子は、「電気はこまめに消す」「節水の心がけ」で高い。これらは家庭の中で実施され、活動を抑制することによる環境配慮と言える。これを「節約」志向と名づけよう。エコ購入との比較で言えば、家庭の中で実行され、買い物などの家事をしていない人でも実行可能な環境配慮だと考えられる。

これら2つの因子について、正負を逆転させた上で、因子スコアを構成した。スコアが高いほど環境配慮的な行動をとっていることを意味する。以下では、エコ購入志向と節約志向という二つの環境配慮志向がどのようにして規定されているのか、それぞれの環境配慮志向は環境意識全体の中でどのように位置づけられるのか、について検討していく。

4. 環境配慮志向の分布

まず、重回帰分析を用いて、エコ購入と節約という環境配慮志向をどういった属性の人たちが有しているのか見ていこう。独立変数として、性別・年齢・学歴(教育年数)・世帯年収・職種(SSM8分類)・居住地域(区市町村)という基礎的なフェイスデータの他に、家族構成との関連を調べるために、配偶者の有無と子どもの有無のダミー変数を用いた。また、年齢と環境配慮志向をクロス集計したところ、75歳以上の層で顕著な変化が見られたため、75歳以上というダミー変数を追加した。分析結果をまとめたのが表3である³。

³ 以下の表では、*を $p < .05$ 、**を $p < .01$ 、***を $p < .001$ とする。 $p < .10$ (+)の結果は本論文では有意なも

表3 環境配慮志向の重回帰分析

	エコ購入スコア			節約スコア		
	ベータ	t	p	ベータ	t	p
(定数)		-8.672	***		-4.763	***
女性ダミー	0.332	14.441	***	0.114	4.779	***
年齢	-0.013	-0.449		0.228	7.308	***
教育年数	0.155	5.766	***	0.019	0.674	
町村在住ダミー	-0.046	-2.124	*	-0.041	-1.839	
世帯年収	0.002	0.100		-0.087	-3.395	***
子供ありダミー	0.052	1.929		0.051	1.807	
配偶者ありダミー	0.079	3.028	**	0.008	0.312	
75歳以上ダミー	-0.083	-3.385	***	-0.053	-2.106	*
職種ダミー: 専門	0.017	0.687		-0.028	-1.060	
職種ダミー: 管理	-0.026	-1.121		-0.013	-0.528	
職種ダミー: 事務	0.002	0.092		-0.014	-0.514	
職種ダミー: 販売	-0.003	-0.120		-0.033	-1.347	
職種ダミー: 熟練	-0.021	-0.863		-0.054	-2.149	*
職種ダミー: 半熟練	0.046	1.939		-0.062	-2.484	*
職種ダミー: 非熟練	0.015	0.664		-0.032	-1.391	
職種ダミー: 農業	-0.012	-0.568		0.022	0.985	
調整済みR ²		0.148			0.086	
F検定量		21.522			12.114	
標本数		1893			1893	

分析の結果、主に以下の事柄が明らかになった。

- ・ エコ購入・節約のいずれの志向も女性で高い。特にエコ購入でその傾向が強い。
- ・ 節約志向は高齢になるほど高い。他方、エコ購入・節約ともに75歳以上の層では志向が弱くなる⁴。
- ・ 教育年数という点では、エコ購入で高学歴ほど実施する傾向が見られる。
- ・ 世帯年収が高くなると、節約志向は低くなる。
- ・ 配偶者がいる場合、エコ購入の志向が高くなる。
- ・ 職種については、統計的に有意な項目はあるが、一貫した傾向は見られなかった。

まとめると、エコ購入は、女性(特に強い)・高学歴・配偶者ありの場合に志向が強い。ここからは、安定した家庭で暮らす知的な女性が、高いエコ購入志向を持つのではないかと推測できる。近年、こうした層の環境配慮行動は一部でLOHAS(ロハス/ローハス、Lifestyles Of Health And Sustainabilityの略)と呼ばれている。その考え方について、ローハスクラブ(2006)は以下のように説明している。

今までのような生産と消費を続けては環境破壊が進み、持続性のある経済も維持できないと企業や国が少し気が付いています。一般の人々も「このまま行くと何か変だな! 続くのかな?」と感じてきています。・・・かといって『昔の暮らし』

のとして扱わないため、+記号は示さない。

⁴ 75歳以上の層で環境配慮志向が弱まっていることは統計的に明らかだが、その要因としては、世代的な特性、加齢に伴う変化、高齢によるサンプルバイアスなど、いくつかの仮説が考えられる。

や『貧乏な感じ』、『攻撃的な環境運動』もイヤだなとっていて、一番オシャレな自分らしい生き方を考えると LOHAS 的な生き方になってしまう。

後続の箇所では、アメリカの LOHAS 市場（有機野菜やヨガなど）が 2268 億ドルの規模に達しているとの記述がある。ここでは、「貧乏な感じ」の節約ではなく「オシャレな」エコ購入、という対比がきわめて鮮明に表現されていると言える。

節約志向は女性・高齢・低収入の層で強い。そこでは、環境問題を解決するためというよりは、従来からの「もったいない」という発想や、そもそも金銭的な事情で支出を減らさざるをえない、という要素が関連しているのではないかと考えられる。ここから、エコ購入志向は環境意識と密接につながっているが、節約志向は環境意識の中で周辺的な存在なのではないか、という仮説を立てることができる。

この仮説については 6 節で検討することとして、以下ではまず、家事との関連を軸にししながら、それぞれの環境配慮志向の規定因について探っていこう。

5. 環境配慮志向の規定因

5.1 家事

節約とエコ購入の規定因を検討していく上で、まずは松葉口（2000）などで指摘されている家事と環境配慮行動の関係について分析してみよう。JGSS-2002 では、主な家事を行う頻度について、問 11C~G で尋ねている。具体的には、「あなたは、どのくらいの頻度で次のことをしていますか」として、夕食の用意、洗濯、買い物（日用品や食料品の買い物）、家の掃除、ゴミ出しの 5 項目について、「1.ほとんど毎日~7.全くなし」の 7 段階で頻度を尋ねている⁵。それぞれの家事項目と環境配慮志向の間で、年齢と性別をコントロールした偏相関係数を求めた（表 4）。また、問 11C~G への回答は内部一貫性が高いため（アルファ = 0.92）、回答を加算して家事得点を構成し（得点が高い = 家事を行っていない）、重回帰分析を行った（表 5）。

表 4 家事項目と環境配慮行動の偏相関係数

	夕食の用意	洗濯	買い物	家の掃除	ゴミ出し
エコ購入	-0.217	-0.186	-0.270	-0.208	-0.216
節約	-0.122	-0.107	-0.115	-0.182	-0.161

⁵ 直井編（1989: 47）によれば、家事は毎日生活する上で欠かせない「基本的家事」と、商品化が進んでおり現代ではしなくてもすむ、やや趣味的な「選択的家事」の二つに分けられる。ここで挙げられた 5 つは、いずれも「基本的家事」に分類されると思われるが、後述する家事意識の議論を考えれば、「選択的家事」と環境配慮行動との関連も検討すべき課題だろう。

表 5 家事得点と環境配慮行動

	従属変数: エコ購入			従属変数: 節約		
	ベータ	t	p	ベータ	t	p
(定数)		-3.520	***		-3.065	**
性別	0.147	5.155	***	0.026	0.878	
年齢	-0.057	-2.293	*	0.232	8.812	***
教育年数	0.157	6.182	***	0.030	1.107	
町村在住	-0.038	-1.780		-0.038	-1.696	
世帯年収	0.025	1.099		-0.081	-3.300	***
子供あり	0.047	1.772		0.041	1.464	
配偶者あり	0.081	3.168	**	0.017	0.642	
家事得点	-0.280	-9.898	***	-0.161	-5.410	***
調整済みR ²		0.185			0.097	
F検定量		53.709			25.943	
標本数		1861			1861	

これらの表を見ると、エコ購入志向・節約志向ともに、家事を多く行っている人のほうが高くなっている。項目別に見ると、エコ購入志向に関しては買い物を行っている人で特に高く、節約志向に関しては家の掃除とゴミ出しという、家の中での家事を行っている人で特に高く、それぞれ対応している。ここから、実際に家事をやっているほど、環境配慮行動をとりがちであることが確認された。

ただ、家事と環境配慮行動との関連は、いわば自明と言ってもいい。もともと家事をやっていない人には、環境に配慮して買い物したり洗濯したりすることはできないからだ。重要なのは、家事の影響をモデルに含めた場合に、どこが変化するかである。上表を見ると、節約志向に関しては、家事を含めたモデルでは性別が有意でなくなっている。ここから、「女性 節約志向」の関係は、家事を媒介にした「女性 家事 節約志向」だったことが明らかになった。これに対し、エコ購入志向に関しては、家事を含めたモデルでもなお性別が有意となっており、女性とエコ購入志向の間には家事以外の媒介要因も存在していることがわかる。

5.2 家事意識

ここまでの分析で、実際の家事頻度が環境配慮志向の規定因となっていることが明らかになった。ただ、家事と環境配慮志向の関係は、家事をしなければ環境配慮しようがない、という外面的な関係だけにとどまっているのだろうか。家事と環境配慮志向の間には、もっと意識レベルでの関連はないのか。

こうした関心に沿って、家事意識も含めたモデルで環境配慮志向の規定因を分析した。JGSS-2002では、家事意識に関わる設問として、家事の性別役割分業に関する問21D「男性も身の回りのことや炊事をすべきだ」がある。これへの賛否（4段階）を追加したモデルで重回帰分析を行ったところ、家事得点に加えて、家事意識も環境配慮志向に影響を及ぼしていた（表6）。男性も家事をすべきだと考える人は、エコ購入志向、節約志向ともに強

い傾向にあった。他の性別役割分業意識については、こうした傾向は見られなかった。

表 6 家事意識を含めた重回帰分析

	従属変数: エコ購入			従属変数: 節約		
	ベータ	t	p	ベータ	t	p
(定数)		-2.881	***		-2.473	*
性別	0.142	4.961	***	0.019	0.640	
年齢	-0.051	-2.035	*	0.239	9.013	***
教育年数	0.158	6.228	***	0.031	1.151	
町村在住	-0.039	-1.817		-0.038	-1.719	
世帯年収	0.023	0.980		-0.083	-3.397	***
子供あり	0.050	1.877		0.043	1.549	
配偶者あり	0.080	3.152	**	0.017	0.639	
家事得点	-0.257	-8.902	***	-0.141	-4.636	***
男性の家事	-0.070	-3.099	**	-0.065	-2.707	**
調整済みR ²		0.189			0.098	
F検定量		48.990			23.468	
標本数		1853			1853	

このことは、家事と環境問題との関連が、家事をやっていなければ環境配慮はできない、という事実レベルにとどまっていないことを示唆している。すなわち、実際に家事を行っているかどうかに加えて、家事についてどう思っているかが、環境配慮志向に結びついているのである。

では、なぜ家事意識と環境配慮行動が関連しているのか。これは、以下のように考えることができる。環境問題にはさまざまなタイプがあるが、一般に「環境問題」といった場合には、資源の無駄遣いやゴミなど、家庭生活に由来する問題が想起されがちである。そして、そうした日常生活の細部に多くの配慮を行う人ほど、環境問題に対して高い関心を持つのではないか。生活のすみずみへの積極的配慮が、詰め替え商品などの利用につながっている。買い物に気を配ることで安く商品を手し、生活をよくしようとする。家事をこまめに行い、細かく管理する志向と、日常生活の中で環境的にムダがないかをチェックする志向は、人々の意識の中で結びついていると考えられる。

5.3 海外旅行と健康満足度

ここで、エコ購入志向と節約志向がそれぞれどのように規定されているのか、各志向に固有の要因について検討していこう。

エコ購入志向は、前述のように、女性・高学歴・配偶者ありの場合に強い。ここからは、環境に配慮しつつも洗練されたライフスタイル(LOHAS)を好む、知的で安定した家庭の女性が想定される。ここでは、そうした仮説に沿って、海外旅行経験を独立変数に含めることにした⁶。すなわち、LOHASがほとんどの場合、アメリカを中心とした欧米のイメージを

⁶ 海外旅行経験については、問 57「英語について、次のような学習・経験をしたことがありますか」に

伴って語られることから、こうした層は海外旅行の志向も強いのではないかと考えたのである。

これに対し、節約志向は高齢・低収入の層で強い。ここから想定されるのは、節約と関与するのは主に物理的制約ではないか、ということである。こうした仮説を検証するため、ここでは問7Fの自らの健康状態に関する満足度(1.満足～5.不満)を独立変数に含めることにした。

海外旅行経験と健康満足度を含めたモデルで重回帰分析を行ったのが表7である。

表7 海外旅行経験と健康満足度を含めた重回帰分析

	従属変数: エコ購入			従属変数: 節約		
	ベータ	t	p	ベータ	t	p
(定数)		-2.656	***		-1.640	
性別	0.138	4.809	***	0.017	0.577	
年齢	-0.049	-1.961		0.244	9.222	***
教育年数	0.140	5.379	***	0.024	0.861	
町村在住	-0.037	-1.745		-0.039	-1.763	
世帯年収	0.021	0.901		-0.089	-3.646	***
子供あり	0.051	1.912		0.041	1.454	
配偶者あり	0.080	3.154	**	0.022	0.802	
家事得点	-0.261	-9.040	***	-0.141	-4.615	***
男性の家事	-0.069	-3.043	**	-0.066	-2.761	**
海外旅行経験	0.059	2.637	**	0.006	0.270	
健康満足度	0.013	0.600		-0.065	-2.910	**
調整済みR ²		0.191			0.102	
F検定量		40.813			20.129	
標本数		1852			1852	

重回帰分析の結果、エコ購入志向は海外旅行経験によって規定されていることが明らかになった。これに対し、節約志向は海外旅行経験と結びついていない。このことは、エコ購入志向を有する人は、海外旅行をするような、欧米型の洗練されたライフスタイルを好む人だということを示唆している。

他方、健康満足度によって節約志向は規定されている。すなわち、健康満足度が高い人ほど、節約を実施しているという関係にある。問8の健康状態に関する設問で分析しても、若干弱いながらも、同様の傾向が見られた。節約志向は、年収による制約とともに、健康でなければ節約する気力が出ない、といった物理的制約との関連が強いことが示唆される。

以上のように、エコ購入志向・節約志向ともに、家事・家事意識によって規定されており、さらにエコ購入志向は海外旅行経験という意識変数によって、節約は健康満足度という物理的制約によって規定されていることが明らかになった。それでは、こうした環境配慮行動は、環境意識全体の中でどのように位置づけることができるか。

対する回答「6. 海外旅行」を用いた。英語が通じる国への海外旅行に限定されると推測されるが、本論文の趣旨からすれば、それはむしろ好都合だろう。

6. 環境配慮行動と環境意識

6.1 対策不満の規定因

ここで、環境意識（社会の問題として環境をとらえる意識）について見ていこう。JGSS-2002では、Q46A～Cで国・自治体・企業の環境問題への取り組みについて、どれくらい満足しているかを尋ねている。これらへの回答は内部一貫性が高いため（アルファ＝0.87）、ここでは3つの回答を加算して「環境対策への不満」として扱っていこう。環境対策への不満は、個人レベルでの環境配慮行動とは異なり、社会問題としての環境問題への意識と考えることができる。

こうして構成された環境対策への不満は、フェイスデータとどのように関連しているか。ここでは、環境配慮行動の分析で用いたフェイスデータとともに、保革イデオロギーによる影響も明らかにするため、自民党支持⁷を含めた。また、大橋（2004）が環境意識と密接に関わっているとするボランティアや市民運動への所属についても、モデルに含めた⁸。

表8 対策不満の規定因

	ベータ	t	p
(定数)		14.580	***
性別	-0.041	-1.799	
年齢	-0.127	-4.613	***
教育年数	0.015	0.558	
町村在住	0.006	0.282	
世帯年収	0.020	0.810	
自民党支持	-0.131	-5.636	***
子供あり	-0.063	-2.221	*
配偶者あり	0.073	2.652	**
所属: ボランティアのグループ	0.012	0.525	
所属: 市民運動のグループ	-0.038	-1.650	
調整済みR ²		0.053	
F検定量		11.575	
標本数		1883	

その結果、若年層・自民不支持・配偶者ありの層が環境対策に不満を有していることが明らかになった。先行研究で指摘されていたボランティア・市民運動グループへの所属は、環境対策への不満に影響を与えていない。ここでは、自民党支持というイデオロギー志向が環境対策への不満に影響を与えている。これに対し、エコ購入志向/節約志向では、イデオロギー志向を含めて重回帰分析を行っても有意な影響は検出されなかった。このことから、対策不満は環境意識の中で政治的な側面を示しており、環境配慮行動は非政治的な側面を示していると考えられる。

⁷ 問22-1、2で、自民党を「支持」あるいは「好ましい」と答えた場合に1、それ以外を0とした。

⁸ 職業については別途分析したが、一貫した結果を得られなかった。

6.2 環境配慮行動と対策不満

それでは、環境対策への不満と環境配慮志向の間にはどのような関係があるか。4 節の最後で提示した仮説のように、エコ購入志向は環境意識と関連しているのに対し、節約志向は単に外在的条件によってそう迫られているだけで、環境意識と関連していないのか。

こうした点を明らかにするために、エコ購入志向・節約志向・対策不満の間で、性別・年齢をコントロールして偏相関係数を求めた(表9)。その結果、対策不満と相関があるのはエコ購入志向であり、節約志向は相関がないことが明らかになった。

表9 環境配慮志向と対策不満の偏相関係数

	エコ購入	節約	対策不満
エコ購入			
節約	0.09***		
対策不満	0.10***	0.00	

N=2773, 性別・年齢をコントロール

対策不満と環境配慮行動の間では、いくつかの因果パスの引き方が存在しうるが、ここで、環境意識が環境配慮行動の原因になる、というモデルを選び、重回帰分析を行ってみよう。その結果が下表であり、環境対策への不満はエコ購入志向を強めている一方で、節約志向は強めていないことが、重回帰分析の結果からも明らかになった。

表10 対策不満を含めた重回帰分析

	従属変数: エコ購入			従属変数: 節約		
	ベータ	t	p	ベータ	t	p
(定数)		-9.976	***		-5.476	***
性別	0.341	15.618	***	0.132	5.794	***
年齢	-0.046	-1.804		0.230	8.561	***
教育年数	0.148	5.746	***	0.033	1.214	
町村在住	-0.048	-2.221	*	-0.045	-1.982	*
世帯年収	0.000	0.013		-0.088	-3.600	***
子供あり	0.057	2.114	*	0.039	1.382	
配偶者あり	0.080	3.066	**	0.023	0.849	
環境対策への不満	0.098	4.487	***	-0.005	-0.203	
調整済みR ²		0.154			0.078	
F検定量		43.341			20.749	
標本数		1862			1862	

このように現代日本では、環境配慮志向の二つの類型のうち、エコ購入志向のみが社会問題としての環境問題への意識と結びついており、節約志向はそれとは無関係なのである。

7. 結論

7.1 結果のまとめ

ここまでの議論をまとめよう。本論文ではまず、環境配慮行動がエコ購入志向と節約志

向の二つに分けられることを示した。その上で、この二つの志向と、社会問題としての環境問題への意識（対策不満）について、それぞれの間の関係と規定因を分析してきた。

エコ購入志向・節約志向・対策不満という、本論文で取り上げた環境意識の3要素についての分析結果をまとめたのが表11である。

表11 環境意識の各要素の規定因

	エコ購入	節約	対策不満
性別	+		
年齢		+	-
学歴	+		
世帯年収		-	
配偶者あり	+		+
家事（意識）	+	+	
海外旅行経験	+		
健康不満		-	+
自民党支持			-

これを見ると、エコ購入と節約の二つが、それぞれ全く異なる変数によって規定されていることがよくわかる。このように、大きく社会的文脈の異なる二つの要素が、環境配慮行動に含まれていることを明らかにしたのは、本論文の大きな知見だろう。

ただ、両者には大きな共通点もある。それは、家事・家事意識との強い関連である。節約もエコ購入も、家事をする人ほど、家事に意識を向ける人ほど、よく実施する傾向にある。他方で、6.2節の分析の結果、節約と対策不満は相関関係にないが、エコ購入と対策不満は相関関係にあることが明らかになった。エコ購入と対策不満は、環境意識という点で結びついていると考えられる。

こうして見てくると、節約志向・エコ購入志向・対策不満の3要素の間には、家事配慮と環境意識の二つの緩やかなグループがあり、エコ購入志向は両者にまたがって存在していると考えられる（図2）。

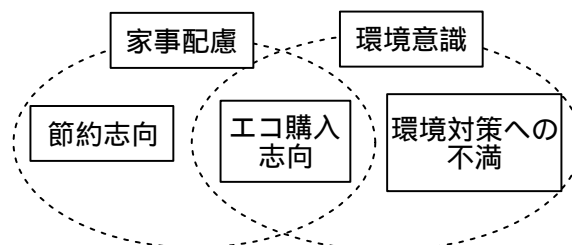


図2 家事配慮と環境意識の概念図

こうしたグループとしての性質の他に、節約志向、エコ購入志向、対策不満のそれぞれは固有の論理を持って規定されている。まず、節約志向は、年齢・世帯年収・健康という

外在的要素によって規定される部分が大きく、意識との関連は比較的薄かった。収入が少ないから節約せざるをえない、という消極的な側面が強いと思われる。

これに対し、エコ購入志向は高学歴・配偶者ありの女性で高く、海外旅行経験との関連も強いことから、洗練されたライフスタイルを好む層で高いと考えられる。エコ購入志向は、よりより生活を目指す一環として、積極的に選択されていると思われる。

最後に、対策不満は社会問題としての環境問題への意識であり、環境意識の政治的側面である。そのため、自民党（与党）支持と強く関連しているのだと考えられる。

7.2 考察

近年、環境問題に対する意識は全般に高まっていると思われるが、その中で節約志向はむしろ弱まっている可能性がある。それを示すのが表 12 である。これを見ると、年齢層が下がるにつれて電気や水を節約する人の割合は大きく減少している⁹。

表 12 年齢ごとの節約傾向

	電気はこまめに消す					節水の心がけ				
	よくする	時々する	あまりしない	全くしない	合計	よくする	時々する	あまりしない	全くしない	合計
20～29歳	124 36.3%	144 42.1%	63 18.4%	11 3.2%	342 100.0%	73 21.3%	147 43.0%	109 31.9%	13 3.8%	342 100.0%
30～39歳	187 43.8%	163 38.2%	64 15.0%	13 3.0%	427 100.0%	147 34.3%	172 40.2%	96 22.4%	13 3.0%	428 100.0%
40～49歳	217 43.3%	219 43.7%	59 11.8%	6 1.2%	501 100.0%	182 36.3%	207 41.3%	101 20.2%	11 2.2%	501 100.0%
50～59歳	288 44.2%	248 38.0%	102 15.6%	14 2.1%	652 100.0%	241 37.0%	271 41.6%	123 18.9%	17 2.6%	652 100.0%
60～69歳	301 54.3%	196 35.4%	47 8.5%	10 1.8%	554 100.0%	289 52.3%	197 35.6%	59 10.7%	8 1.4%	553 100.0%
70～79歳	223 61.4%	93 25.6%	43 11.8%	4 1.1%	363 100.0%	209 57.4%	102 28.0%	44 12.1%	9 2.5%	364 100.0%
80～89歳	69 63.9%	23 21.3%	10 9.3%	6 5.6%	108 100.0%	65 60.7%	22 20.6%	16 15.0%	4 3.7%	107 100.0%
合計	1409 47.8%	1086 36.9%	388 13.2%	64 2.2%	2947 100.0%	1206 40.9%	1118 37.9%	548 18.6%	75 2.5%	2947 100.0%

カイ二乗検定：電気はこまめに消す ***，節水の心がけ ***

環境問題への対策が訴えられるとき、「もったいない」という節約の考え方と結びつけられることがしばしばある。しかし、実際の人々の意識では、節約と環境問題の間には距離がある。現状では環境問題への意識と結びつけられているのは、もっぱらエコ購入である。現在行われている節約は、環境配慮よりもむしろ、世代や所得・健康状態による制約の反映だと考えられる。

⁹ 一つ注意すべきなのは、「電気はこまめに消す」と「節水の心がけ」だけが節約型の環境配慮ではないということである。若年層や高学歴層が代わりに他の節約行動をとっている可能性は残されている。

環境問題を解決するためには、エコ購入だけでは不十分であり、節約によって消費を抑制することが必要不可欠である。現代日本においても節約志向を強めていくことが重要だと考えられる。そこで問題になるのが、高学歴で洗練されたライフスタイルを好み、環境意識も高い層が、エコ購入は積極的に行うが、節約はあまり行わないという、本論文が明らかにした事実である。今後は、こうした層に、エコ購入だけでなく節約も実施するよう喚起する対策が求められていると思われる。

謝辞

本研究を行うに当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから「日本版 General Social Surveys < JGSS-2002 >」(大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

- Derksen, L. & J. Gartrell, 1993, "The Social Context of Recycling", *American Sociological Review*, 58(3): 434-42.
- 広瀬幸雄, 1995, 『環境と消費の社会心理学 共益と私益のジレンマ』名古屋大学出版会.
- Kaiser, F. G. et al., 1999, "Environmental Attitude and Ecological Behaviour", *Journal of Environmental Psychology*, 19: 1-19.
- 川向史矩・西脇隆二・黄嘉韻, 2001, 「環境と消費者意識に関する国際比較」『北星学園大学経済学部北星論集』39: 1-24.
- ローハスクラブ, 2006, 「LOHAS ってな～に?」<http://www.lohasclub.org/index.html>, 2006年3月現在.
- 松葉口玲子, 2000, 『持続可能な社会のための消費者教育 環境・消費・ジェンダー』近代文芸社.
- 中野康人・阿部晃士・村瀬洋一・海野道郎, 1996, 「社会的ジレンマとしてのごみ問題 ごみ減量行動協力意志に影響する要因の構造」『環境社会学研究』2: 123-39.
- 直井道子編, 1989, 『家事の社会学』サイエンス社.
- 大橋正彦, 2004, 「JGSS-2002 データにみるわが国消費者のエコ諸行動とその規定因」大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編編『日本版 General Social Surveys 研究論文集[3] JGSS で見た日本人の意識と行動』93-107.
- Oskamp, S. et al., 1991, "Factors Influencing Household Recycling Behavior", *Environment and Behavior*, 23(4): 494-519.
- 篠木幹子, 2002, 「リサイクル行動と正当化のメカニズム 態度と行動の矛盾の解消に関する検討」『社会学評論』53(1): 85-100.

Stern, P. C. et al., 1993, "Value Orientations, Gender, and Environmental Concern",
Environment and Behavior, 25(3): 322-48.

杉浦淳吉, 2003, 『環境配慮の社会心理学』ナカニシヤ出版.

第2章 現代日本のワーカホリック 新自由主義を担っているのはどのような人々か

高橋 康二

1. はじめに

本稿は、長時間労働をしていながらそれを苦痛に感じていない、あるいは好んで長時間労働をしている、一般に「ワーカホリック」と呼ばれる人々（状態）に注目し、いかなる人々がワーカホリックになりやすいのか、また、ワーカホリックの人々が意識面でいかなる特徴を持っているのかを明らかにすることを目的とする¹。

厚生労働省「毎月勤労統計」によれば、30人以上の事業所で働く常用労働者²の月平均総実労働時間は、1990年に171.0時間であったものが、2000年には154.9時間、2004年には153.3時間へと減少している。一見すると、90年代以降、労働時間の短縮が進んでいるように見える。しかし、総務省「労働力調査」をみると、1990年代以降、パートタイムなど週34時間以下の短時間労働者が増加する一方で、特に男性において、週60時間以上という長時間労働者の比率が高まっていることがわかる（表1）。このことは、フルタイムの労働者に限ってみれば、長時間労働化が進んでいることを意味する。

表1 男女別，労働時間分布の変化（単位：％，Nは万人）

	1994年				1999年				2004年			
	34時間 以下	35～ 59時間	60時間 以上	(N)	34時間 以下	35～ 59時間	60時間 以上	(N)	34時間 以下	35～ 59時間	60時間 以上	(N)
合計	21.4	66.2	12.2	6355	24.0	63.4	12.2	6356	25.3	61.1	13.0	6223
男性	11.7	71.7	16.3	3781	13.4	69.4	16.9	3769	14.1	66.9	18.4	3654
女性	35.6	58.0	6.1	2574	39.5	54.8	5.4	2587	41.4	52.8	5.3	2568

資料出所：総務省「労働力調査年報」。

注：1) 無職および休業者を除く。

2) 就業時間不詳者がいるので、合計は必ずしも100%にならない。

これら90年代以降の長時間労働者の増加は、研究者の間でも注目されている。ひとつは、主として大企業ホワイトカラーの職場に焦点をあてたものであり、バブル崩壊後の不況にともなう人員削減により、サービス残業も含め長時間労働が蔓延し、本人の健康や職場での能力開発に対して悪影響が出ることが懸念されている（小倉・坂口 2004，玄田 2005）。

いまひとつは、職場の問題を越えて、現代社会論の観点から長時間労働に注目するものである。それらは、90年代における長時間労働の増加が、経済や労働の規制緩和、社会保

¹ 本稿では、長時間労働をしていながらそれを苦痛に感じていない、あるいは好んで長時間労働をしている人（状態）であれば、原因を問わず「ワーカホリック」と呼ぶこととする。

² ここでいう「常用労働者」には、一般労働者だけでなくパートタイム労働者も含まれる。

障の縮小といった新自由主義的政策によって生み出された先進国共通の現象であることを強調する（ドーア 2005，森岡 2005）。

本稿は、この後者の観点に立つものである。そこで、先進国のなかでも長時間労働者比率が目立って増加した米国の研究をみることにする。すると、次節で述べるように、長時間労働に疲弊する労働者もさることながら、好んで長時間労働をする人々がしばし取り上げられていることが注目される（Schor 1992=1993，Fraser 2001=2003）。また、そこからは、好んで長時間労働をする人々の存在が、一律的な規制の適用を難しくするとともに、長時間労働を周囲に波及させている様子が読み取れる。

いうまでもなく、これまで、好んで長時間労働をする人が多いと考えられてきたのは、わが国である。典型的には、1980年代の時短論争のなかで、長時間労働の是正を求める内外の論調に対して、日本人の長時間労働の背景には「『働く』ことの中に人間らしさを求めようとする状況や考え方」があるため一概に長時間労働の是非を論じるのは難しい（大河内 1983）、あるいは、長時間労働を生み出している「官僚制的」志向のなかには尊重されるべき要素もある（稲上 1983）といった主張がなされてきた。しかし、議論の文脈が一定でないことに加え、とかく日本人の集団的性格という観点から論じられることが多かったため³、その日本のなかで、特に好んで長時間労働をしているのは誰なのか、その人々はいかなる意識を担っているのかといった点が不明のまま今日に至っている。それらの人々の存在が再び国際的に注目されているいま、わが国においても、その所在と意識について改めて確認する必要があるだろう。

長時間労働をしていながらそれを苦痛に感じていない、あるいは好んで長時間労働をしている人々を指して、一般に「ワーカホリック」という言葉が用いられる。本稿では、上述の問題関心にに基づき、現代日本において、いかなる人々がワーカホリックになりやすいのか、また、ワーカホリックの人々が意識面でいかなる特徴を持っているのかを、個人データを用いて検証する。以下、第2節にて、先行研究の焦点が比較的重なり合っている90年代米国のワーカホリックの状況を踏まえて問いを設定し、第3節にて、使用するデータ、変数について説明する。そして第4節にて、現代日本におけるワーカホリックの所在を探り、第5節にて、ワーカホリック状態にあることが意識にいかなる影響を与えるのかを検証する。さらに第6節にて、分析結果について考察し、第7節にて、本稿を要約する。

2．90年代米国のワーカホリック

90年代に長時間労働者比率が著しく高まった代表的な国として、米国があげられる⁴。

³ たとえば、大河内（1983）は、日本人一般を念頭に置いていると思われる。他方、稲上（1983）が念頭に置いているのは大企業労働者だと思われるが、年齢や学歴、職種や業種などは、必ずしも十分に特定されていない。

⁴ Lee（2004）を参照。米国の長時間労働者比率の伸びは、オーストラリアに次いで先進国中第2位である。

そこでは、長時間労働にかかわる多くの研究が生み出された。その1つとして、Schor (1992=1993)があげられる。Schorによれば、長時間労働がもっとも顕著にみられるのは、「雇用レント」(労働者にとっての職の価値)が高い専門職、管理職、および高給の仕事であるが、それは同時に、職務の満足感が高い仕事でもあるという。もちろん、なかには長時間労働に不満を抱く者もいるが、そのような者は雇用主によって排除されるため、結果としてこれらの仕事においては常に長時間労働と高い満足感とが共存することになるとされる(同:81-100)。かくして、米国の長時間労働者の実像に分け入ってみると、専門職、管理職、高収入というワーカホリック像が浮かび上がるのである。

長時間労働者へのインタビュー記録であるFraser(2001=2003)においても、大企業の中間管理職、エンジニア、銀行員などの多忙な日常が生々しく描写されている。だが、それにもかかわらず、彼らの多くは、「自分のしていることがいまでも好きだ」「私の仕事はとてもやりがいがある」と著者に語る(同:3)。もっとも、2000年代に入ってからのも米国の失速にともない多少状況が変化している可能性はあるが⁵、いずれにせよ、90年代の米国の繁栄を支えていた長時間労働者とは、管理職、技術職、一部の(おそらく高学歴だと思われる)事務職のワーカホリックであったことを、同書は示唆している。

ところで、管理職および専門・技術職、高収入、高学歴といったワーカホリックの属性は、Reich(1991=1991)が「シンボリック・アナリスト」⁶と呼ぶ人々や、ドーア(2005)が引用する「コスモクラット」⁷の属性と大きく重なる。それらはいずれも、経済や労働の規制緩和、社会保障の縮小など、長時間労働の増加をもたらしているとされる新自由主義的政策の有力な支持者と目される人々である。管理職および専門・技術職、高収入、高学歴といったエリート層が、働き方と意識の両面において、福祉国家的規制を越え出ようとしているのである。そこで、このような図式が日本においてもあてはまるのか否かが本稿の関心事となる。

もっとも、これらの文献から直接的に示唆されるのは、ワーカホリックになりやすい人々の属性と新自由主義を担っている人々の属性が類似しているということであって、ワーカホリックであることが新自由主義を高めているということではない。しかし、新自由主義の元祖であるサッチャリズムの眼目が、制限的な労働供給をもたらす硬直的な労使慣行を打破することにあつたことを思い起こすならば(稲上 1990)、そのような労働者たちとは対照的に好んで長時間労働をするワーカホリックの人々が、新自由主義的政策に共感を抱きやすくなるというのは、不自然なことではない⁸。そこで、まず第4節にて、現代日本に

⁵ 同書「日本語版のための序文」を参照。

⁶ シンボル分析によって問題点を発見し、解決し、あるいは媒介する人々であり、ルーティン生産サービス従事者、対人サービス従事者と対置される。

⁷ ビジネス・スクール出身で、世界的大企業の幹部の大半をなす、歴史が始まって以来もっともメリトクラティックな支配階級、という定義が引用される。(ドーア 2005:172)

⁸ もちろん、論理的には、「新自由主義志向が高い人はワーカホリックになりやすい」という逆の因果関係を考えることもできる。しかし、経済・社会制度についての選好が働き方に影響を与えると考えるより

においてどのような人々がワーカホリックになりやすいのかを確認し（問 ）、第 5 節にて、ワーカホリックであることが新自由主義志向を高めているのか否かを確認したい（問 ）。

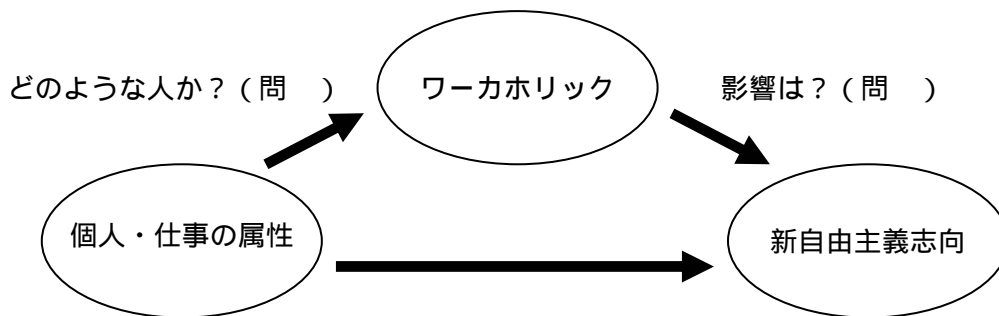


図 1 本稿の問い

3 . 使用するデータと変数の作成

3.1 使用するデータ

分析に使用するのは、日本版総合的社会調査 (JGSS) 2000 年～2003 年の合併データである。同調査は、無作為抽出された全国の 20 歳～89 歳の男女に対して実施されているものであるが、本稿では、そのうち主な収入を得るための仕事を先週 1 週間（仕事を休んでいた場合は通常の 1 週間）に 35 時間以上していると回答した男性 3448 名を分析対象とする。なお、就業形態や企業規模は限定しないこととする。

1 週に 35 時間以上就業している、すなわちフルタイムで働いていると思われる男性に限定するのは、もっぱら自らの収入で家計を支えていると思われる者だけを取り出すためである。というのは、もっぱら自らの収入で家計を支えている者と、そうでない者とは、ワーカホリックになる可能性や要因、ワーカホリックであることが意識に与える影響が異なると考えられるからである。もちろん、女性であっても、もっぱら自らの収入で家計を支えている者は少なくないが、データ上、そのような者だけを取り出すことが困難なため⁹、フルタイムだと思われる男性のみを対象とすることとした。

また、長時間労働をめぐる実証研究のなかには、就労上の地位や企業規模を限定して分析するものが少なくないが¹⁰、本稿ではそのような限定はしない。第 1 節にて述べたように、昨今、長時間労働がとりわけ大企業の問題として取り上げられることが多いが、「労働力調査」にてフルタイム就業者に占める長時間労働者の比率（35 時間以上就業者に占める 60 時間以上就業者の比率）をみると、90 年代以降大企業において増加しているものの、依然として中小企業の方が水準が高いことがわかる（表 2）。また、長時間労働という雇用

は、働き方が経済・社会制度についての選好に影響を与えると考えの方が自然だろう。

⁹ 自分の生計をまかなう収入源のうち「一番中心となる収入源」が何かをたずねているのは、2002 年調査以降のみである。

¹⁰ たとえば、清水（2005）は 20 歳～59 歳の既婚男性正社員を、高橋（2005）は連合加盟の大企業 5 社の社員を対象としている。

労働者の問題と考えられることが多いが¹¹、同表からは、雇用セクターの外側にある自営セクターの方が長時間労働者比率が高いことが読み取れる。もちろん、これらのデータが直接ワーカホリックの所在を示しているわけではないが、長時間労働のなかでワーカホリックが発生する以上、大企業だけでなく中小企業、雇用セクターだけでなく自営セクターも含めて分析すべきなのは間違いないだろう。

表2 就業形態別，企業規模別，長時間労働者比率の変化（単位：％，Nは万人）

	1994年		1999年		2004年	
	60時間以上 比率	(N)	60時間以上 比率	(N)	60時間以上 比率	(N)
自営業主	31.5	432	30.1	392	30.0	350
家族従業者	29.3	58	27.5	51	30.2	43
雇用者	16.4	2839	18.0	2807	20.3	2724
1～29人	19.8	848	19.2	856	21.4	800
30～99人	17.9	442	18.7	434	22.1	425
100～499人	16.1	471	18.9	472	22.1	485
500人以上	14.1	765	18.0	737	20.5	687
官公庁	11.3	293	11.7	283	12.7	299

資料出所：総務省「労働力調査年報」。

注：1) 数字は、男性週35時間以上就業者数に占める週60時間以上就業者の比率。

2) 企業規模別の内訳は、雇用者のみ。

3.2 変数の作成

3.2.1 ワーカホリック

調査票には、ワーカホリックであるか否かを直接たずねた質問はない。そこで、以下の2つの条件を満たす場合に、回答者はワーカホリックであるとみなすこととする。

第1の条件は、客観的に労働時間が長いことである。いかに仕事に深く没入した者であっても、労働時間が長くなければ、ワーカホリックとみなすことはできない。ここでは、主な収入を得るための仕事を1週間に55時間以上していることを条件とする¹²。

第2の条件は、主観的に本人が仕事に満足していることである。いかに労働時間が長くても、本人が嫌々それを行なっているのであれば、ワーカホリックとみなすことはできな

¹¹ 長時間労働をめぐる昨今の議論がもっぱら雇用労働者を念頭に置いているのは、特に2001年以降、厚生労働省が労働基準法違反によるサービス残業（不払い労働）の摘発を強化していることと関係している（2001年4月6日厚生労働省「労働時間の適正な把握のために使用者が講ずべき措置に関する基準」を参照）。だが、現代社会論の観点からワーカホリックの所在と意識を探るといふ本稿の問題意識からすれば、労働基準法の適用内であるか否かは必ずしも本質的な問題ではなく、雇用労働者に対象を限定する必要はない。

¹² いうまでもなく、何時間以上を長時間労働とみなすかについて明確な基準はない。ここでは、健康管理の観点から山崎（1992）が1ヶ月に50時間以上残業をする雇用者（1週あたり52～53時間労働）を指して「超長時間労働」と呼んでいること、「労働力調査」の最長労働時間区分が1週あたり「60時間以上」であることなどを踏まえ、1週間の労働時間が55時間以上の場合、「長時間労働」とであるとみなすこととした。

い。ここでは、現在の主な仕事に対して「満足している」または「どちらかといえば満足している」と回答していることを条件とする¹³。

表3は、1週の労働時間と仕事に対する満足度の関係をみたものである。ここから、たしかに、労働時間が長いほど「不満である」あるいは「どちらかといえば不満である」と回答する者が多くなる傾向が読み取れる。しかし、「満足している」あるいは「どちらかといえば満足している」の比率は、35～44時間で66.5%、45～54時間で62.4%、55時間以上で62.4%であり、45～54時間以上の層と55時間以上の層で差はみられない。長時間労働をしていても、高い満足度を示す者は少なくないのである¹⁴。以下、これらの人々がワーカホリックの状態にあると考え、分析を行なう。

表3 労働時間と仕事満足度（行%、Nは実数）

労働時間	仕事満足度					合計(N)	
	満足している	どちらかといえば満足している	どちらかといえば満足していない	どちらかといえば不満である	不満である		
35～44時間	21.6	44.9	22.6	8.2	2.7	100.0	1271
45～54時間	20.4	42.0	25.2	9.3	3.1	100.0	1268
55時間以上	21.6	40.8	21.2	12.1	4.3	100.0	890
合計	21.2	42.8	23.2	9.6	3.2	100.0	3429

注：1) $\chi^2=19.861$ 、 $p=0.011$ 。

2) 網掛部の人々（555人）が、ワーカホリックであると考ええる。

なお、このようにワーカホリックを捉える際、労働時間と仕事に対する満足度のどちらが時間的に先行しているかは、特に問わないこととする。その理由は2つある。第1に、一般的に、労働時間と仕事に対する満足度との間には両方向的な因果関係が考えられ、一概にどちらが先行しているとはいえないからである¹⁵。第2に、そもそも本稿で問題としているのは「ワーカホリック」という1つの状態であって、1週の労働時間と仕事に対する

¹³ もちろん、これは仕事内容や賃金も含めた仕事全体についての総合評価であって、労働時間に対する満足度ではない。しかし、1週間の労働時間が55時間以上という水準になれば、それが十分に長いことを本人も十分に認識していると思われる。よって、それにもかかわらず仕事に対して「満足している」または「どちらかといえば満足している」と回答しているのであれば、事実上、「長時間労働をしていながらそれを苦痛に感じていない、あるいは好んで長時間労働をしている」とみて差し支えないと判断した。

¹⁴ もちろん、ここには原因の異なる複数のタイプのワーカホリックが含まれる。たとえば、ある人物が長時間労働をしていながら仕事に満足していると回答したとしても、稲上（1985）が「労働倫理」と呼ぶような内的な裏付けに支えられてそう回答している場合あれば、山崎（1992）が「過剰適応」と呼ぶように職場の圧力や要請に合わせて意思形成をした結果そう回答している場合もあるだろう。しかしここでは、注1でも述べたように、長時間労働をしていながらそれを苦痛に感じていない、あるいは好んで長時間労働をしている人（状態）であれば、原因は問わず同様に扱うこととする。

¹⁵ たとえば「労働時間が長いから不満」という人もいれば、「満足しているからたくさん働く」という人もいるだろう。

る満足度という2つの変数を組み合わせているのは、あくまで操作化のための手段にすぎないからである。

3.2.2 新自由主義志向

新自由主義的政策に対する支持の強さを測定するため、(a)「高齢者の生活保障」の責任、(b)「高齢者の医療・介護」の責任、(c)「社会保障・年金」の政府支出の評価、(d)「雇用・失業対策」の政府支出の評価、(e)貧富解消政策に対する賛否、の5つの設問を用いて合成変数を作成した(表4)。

(a)および(b)については、「国や自治体の責任」と考えるか「個人や家族の責任」と考えるかを、5段階でたずねている。ここでは、「個人や家族の責任」と考える者が高い得点となるよう、0点~4点を割り当てた。(c)および(d)については、「少なすぎる」と評価するか「多すぎる」と評価するかを、3段階でたずねている。ここでは、「多すぎる」と評価する者が高い得点となるよう、表4の通り得点を割り当てた。(e)については、「賛成」と思うか「反対」と思うかを、5段階でたずねている。ここでは、「反対」と思う者が高い得点となるよう、0点~4点を割り当てた。

これら5つの得点を合計し、「新自由主義志向」の得点とした($\alpha = 0.69$)。作成された得点は、最低0点、最高20点、平均6.42点であり、標準偏差は3.78である。

表4 「新自由主義志向」変数の作成

設問	スケール	得点
(a)「高齢者の生活保障」の責任	5段階	0点, 1点, 2点, 3点, 4点
(b)「高齢者の医療・介護」の責任	5段階	0点, 1点, 2点, 3点, 4点
(c)「社会保障・年金」の政府支出の評価	3段階	0点, 2点, 4点
(d)「雇用・失業対策」の政府支出の評価	3段階	0点, 2点, 4点
(e)「政府は、裕福な家庭と貧しい家庭の収入の差を縮めるために、対策をとるべきだ」という意見に対する賛否	5段階	0点, 1点, 2点, 3点, 4点

4 . ワーカホリックの規定要因

4.1 ワーカホリックになりやすいのは誰か

まず、どのような人々がワーカホリックになりやすいのか、基本属性(年齢、学歴¹⁶、就労上の地位¹⁷、職種、産業、企業規模、主な仕事からの収入、労働組合加入)ごとのワーカホリックの比率をみる。なお、参考までに、長時間労働者(週55時間以上)の比率、現在の仕事に満足している人(「満足」または「どちらかといえば満足」)の比率も示して

¹⁶ 学歴のコーディングにあたっては、旧制尋常小学校(国民学校を含む)・高等小学校、新制中学校を「義務教育卒業程度」、旧制中学校・高等女学校・実業学校・師範学校、新制高等学校を「高校卒業程度」、旧制高校・専門学校・高等師範学校、新制短大・高専を「短大・高専卒業程度」、旧制大学・大学院、新制大学・大学院を「大学卒業以上」とした。

¹⁷ 就労上の地位のコーディングにあたっては、常時雇用の一般従事者を「正社員」、臨時雇用・パート・アルバイトおよび派遣社員を「非正社員」とした。

おく（表5）。

ここから、男性のフルタイム就業者のうち、16.2%がワーカホリックであることがわかる。また、基本属性別にみると、年代では50代（17.1%）、学歴では短大・高専卒業程度（18.2%）、就労上の地位では自営業主（29.5%）、家族従業者・内職（28.6%）、経営者・役員（26.9%）、職種ではサービス・保安（31.2%）、農林漁業（27.7%）、販売従事者（24.1%）、産業では第一次産業（27.4%）、企業規模では9人以下（24.9%）、収入階層では750万円以上（19.8%）そして労働組合未加入者（17.3%）において、ワーカホリックの比率が高いことがわかる。

表5 ワーカホリック、長時間労働、仕事満足者の比率

	ワーカホリック			長時間労働者			仕事満足者		
	N	該当数	比率	N	該当数	比率	N	該当数	比率
合計	3429	555	16.2%	3448	891	25.8%	3429	2192	63.9%
20代	521	72	13.8%	522	139	26.6%	521	281	53.9%
30代	674	113	16.8%	679	199	29.3%	674	400	59.3%
40代	793	131	16.5%	796	204	25.6%	793	498	62.8%
50代	975	167	17.1%	983	243	24.7%	975	657	67.4%
60才以上	461	71	15.4%	463	105	22.7%	461	353	76.6%
義務教育卒業程度	503	76	15.1%	510	114	22.4%	503	321	63.8%
高校卒業程度	1643	272	16.6%	1651	445	27.0%	1643	1013	61.7%
短大・高専卒業程度	231	42	18.2%	231	67	29.0%	231	137	59.3%
大学卒業以上	1032	163	15.8%	1035	261	25.2%	1032	709	68.7%
経営者・役員	283	76	26.9%	283	98	34.6%	283	222	78.4%
正社員	2330	290	12.4%	2342	506	21.6%	2330	1437	61.7%
非正社員	141	6	4.3%	144	25	17.4%	141	69	48.9%
自営業主	550	162	29.5%	552	234	42.4%	550	374	68.0%
家族従業者・内職	49	14	28.6%	49	19	38.8%	49	38	77.6%
専門的・技術的職業	413	73	17.7%	415	98	23.6%	413	320	77.5%
管理的職業	175	28	16.0%	175	36	20.6%	175	140	80.0%
事務的職業	641	66	10.3%	645	128	19.8%	641	398	62.1%
販売従事者	424	102	24.1%	425	174	40.9%	424	262	61.8%
サービス・保安	205	64	31.2%	206	83	40.3%	205	142	69.3%
農林漁業	166	46	27.7%	167	73	43.7%	166	113	68.1%
運輸・通信従事者	232	32	13.8%	233	67	28.8%	232	114	49.1%
生産工程・労務	1062	132	12.4%	1070	214	20.0%	1062	634	59.7%
第一次産業	164	45	27.4%	165	73	44.2%	164	110	67.1%
第二次産業	1335	160	12.0%	1340	274	20.4%	1335	790	59.2%
第三次産業	1899	345	18.2%	1911	534	27.9%	1899	1277	67.2%
9人以下	947	236	24.9%	951	341	35.9%	947	642	67.8%
10人～99人	794	120	15.1%	797	216	27.1%	794	471	59.3%
100人～999人	683	83	12.2%	686	150	21.9%	683	419	61.3%
1000人以上	512	65	12.7%	516	113	21.9%	512	317	61.9%
官公庁	310	27	8.7%	311	31	10.0%	310	244	78.7%
350万円未満	837	96	11.5%	840	203	24.2%	837	465	55.6%
350万円～550万円未満	912	136	14.9%	915	240	26.2%	912	530	58.1%
550万円～750万円未満	586	105	17.9%	589	145	24.6%	586	416	71.0%
750万円以上	632	125	19.8%	635	161	25.4%	632	487	77.1%
組合加入していない	2394	413	17.3%	2404	677	28.2%	2394	1532	64.0%
組合加入している	913	126	13.8%	921	185	20.1%	913	588	64.4%

4.2 ワーカホリックの規定要因

もっとも、基本属性のなかには、年齢と学歴、就労上の地位と年収、職種と年収のように、相関の強いものが含まれている。そこで、ワーカホリックであるか否かを従属変数、表5で用いた基本属性を独立変数として二項ロジスティック回帰分析を行ない、他の変数をコントロールした上でどのような要因がワーカホリックの発生確率を高めているのを明

らかにする。なお、参考までに、長時間労働、仕事満足についても同様に回帰分析を行なった(表6)。

表6 ワーカホリックの規定要因(二項ロジスティック回帰分析)

	ワーカホリック		長時間労働		仕事満足	
	非標準化B	Wald	非標準化B	Wald	非標準化B	Wald
20代	1.237	21.130 ***	1.329	35.599 ***	-0.775	15.751 ***
30代	0.970	16.183 ***	1.212	34.549 ***	-0.814	18.902 ***
40代	0.881	14.884 ***	1.041	27.668 ***	-0.960	27.877 ***
50代 (60才以上)	0.694	10.810 **	0.751	16.611 ***	-0.744	18.975 ***
高校卒業程度	0.008	0.002	0.250	2.245	0.035	0.062
短大・高専卒業程度	0.079	0.083	0.293	1.529	-0.232	1.224
大学卒業以上 (義務教育卒業程度)	-0.178	0.608	0.127	0.432	0.068	0.164
経営者・役員	0.779	12.469 ***	0.725	13.665 ***	0.254	1.632
非正社員	-1.801	6.005 *	-0.666	4.067 *	-0.218	0.878
自営業主	1.237	30.993 ***	1.286	43.346 ***	0.031	0.029
家族従業者・内職 (正社員)	0.933	4.486 *	0.350	0.718	1.435	7.936 **
専門的・技術的職業	0.359	2.595	0.321	2.810 +	0.424	5.548 *
管理的職業	0.232	0.623	0.231	0.792	0.170	0.474
事務的職業	-0.149	0.466	0.259	2.284	-0.275	3.605 +
販売従事者	0.409	3.827 +	0.884	25.819 ***	-0.436	7.193 **
サービス・保安	1.275	25.950 ***	1.230	30.240 ***	-0.053	0.060
農林漁業	0.584	0.442	0.696	0.933	-0.020	0.001
運輸・通信従事者 (生産工程・労務)	0.361	1.942	0.839	16.234 ***	-0.591	10.055 **
第一次産業	0.405	0.208	0.454	0.391	0.044	0.005
第三次産業 (第二次産業)	0.475	9.272 **	0.233	3.425 +	0.447	15.823 ***
9人以下	0.991	9.727 **	1.100	14.989 ***	-0.233	1.060
10人~99人	1.129	15.643 ***	1.342	27.251 ***	-0.323	2.667
100人~999人	0.835	9.078 **	1.189	22.617 ***	-0.349	3.429 +
1000人以上 (官公庁)	0.813	8.088 **	1.232	22.976 ***	-0.450	5.383 *
350万円~550万円未満	0.449	7.082 **	0.175	1.698	0.195	2.754 +
550万円~750万円未満	0.749	14.326 ***	0.197	1.443	0.814	30.067 ***
750万円以上 (350万円未満)	0.926	20.362 ***	0.255	2.155	0.923	32.354 ***
組合加入	0.085	0.276	-0.289	4.544 *	-0.011	0.008
定数	-4.701	142.637 ***	-4.207	150.363 ***	1.026	14.401 ***
N		2585		2585		2585
-2LL		2043.035		2675.4159		3152.4502
2		231.38485 ***		284.64342 ***		210.9556 ***
Nagelkerke R2		0.146		0.153		0.108

注:1) ()はレファレンス・グループ。

2) +: p<0.1, *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001。

分析結果は、以下の通りである。第1に、年齢が若い人ほど、ワーカホリックになりやすい。第2に、学歴は、ワーカホリックの発生確率に影響を与えていない。第3に、就労上の地位についてみると、正社員に比べ、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職はワーカホリックになりやすく、非正社員はなりにくい。第4に、職種別にみると、サービス・保安がワーカホリックになりやすい。また、販売従事者も、ややワーカホリックになりやすい。第5に、第三次産業で働く者は、ワーカホリックになりやすい。第6に、民間企業で働く者は、官公庁で働く者に比べ、総じてワーカホリックになりやすい。なかでも

特に、10人～99人の中小企業で働く者が、ワーカホリックになりやすい。第7に、収入が高い者ほど、ワーカホリックになりやすい。第8に、労働組合に加入しているか否かは、ワーカホリックの発生確率に影響を与えていない。

4.3 雇用ワーカホリックと自営ワーカホリック

4.2では、フルタイムの男性全員を対象として、ワーカホリックの規定要因を分析した。しかし、ワーカホリックの発生メカニズムは、働き方によって異なる可能性がある。

働き方の区分として特に重要なのは、雇われて働いているか否かである。いうまでもなく、雇われて働いている場合は、必ずしも自分の意思のみで自分の労働時間を決定できない。これに対し、自営の形態で働いている場合は、自分の労働時間を自分の意思で決定しやすい。このことが、ワーカホリックの発生メカニズムに違いをもたらすかもしれない。

そこで、分析対象者を雇用セクター（経営者・役員、正社員、非正社員）と自営セクター（自営業主、家族従業者・内職）に分割し、それぞれのセクターにおいてどのような要因がワーカホリックの発生確率を高めているのかを、二項ロジスティック回帰分析によって明らかにする（表7）。

モデル およびモデル は、雇用セクターにおいて、どのような要因がワーカホリックの発生確率を高めているのかをみたものである。モデル からは、若年、経営者・役員、サービス・保安、第三次産業、民間企業、特に10人～99人の中小企業、高収入といった要因がワーカホリックの発生確率を高めていることがわかる。これらの結果は、4.2(表6)でみたものとさほど変わらない。他方、モデル からは、部下がいる人は、そうでない人に比べてややワーカホリックになりやすいことが読み取れる。また、モデル と比較して、「経営者・役員」、「年収：550万円～750万円未満」、「年収：750万円以上」の係数が低下していることから、これらの人々がワーカホリックになりやすいのには、部下を持つ仕事であることが関係していると考えられる。

モデル およびモデル は、雇用セクターと自営セクターとでワーカホリックの規定要因がどう違うかを比較するため、同一の独立変数を用いて回帰分析を行なったものである。興味深い違いが表れているのは、年齢と職種についてである。すなわち、雇用セクターにおいては、年齢が若いほど、また、サービス・保安および販売従事者でワーカホリックが発生しやすい。これに対し、自営セクターにおいては、ワーカホリックが発生しやすい年齢層は、20代、40代、50代、30代の順であり、職種で見ると、サービス・保安に加えて専門的・技術的職業でワーカホリックが発生しやすい。自営セクターにおいては、雇用セクターに比べ、年齢層が高く、高度な知識・技術を持った人々がワーカホリックになる傾向がある。

表7 ワーカホリックの規定要因(セクター別)(二項ロジスティック回帰分析)

	雇用セクター				雇用セクター				自営セクター	
	モデル		モデル		モデル		モデル			
	非標準化B	Wald	非標準化B	Wald	非標準化B	Wald	非標準化B	Wald		
20代	1.123	7.822 **	1.166	8.410 **	0.556	3.399 +	1.340	6.649 **		
30代	0.966	6.715 **	0.979	6.909 **	0.541	3.673 +	0.474	1.307		
40代	0.589	2.539	0.584	2.498	0.298	1.136	1.086	9.329 **		
50代 (60才以上)	0.596	2.968 +	0.601	3.024 +	0.274	1.034	0.668	4.850 *		
高校卒業程度	-0.136	0.230	-0.173	0.370	-0.128	0.305	0.219	0.509		
短大・高専卒業程度	0.219	0.327	0.199	0.267	0.065	0.044	0.056	0.011		
大学卒業以上 (義務教育卒業程度)	-0.177	0.312	-0.196	0.380	-0.195	0.555	-0.201	0.246		
経営者・役員 非正社員 (正社員)	0.747	7.499 **	0.676	4.428 *						
専門的・技術的職業	0.327	1.204	0.325	1.195	0.084	0.116	1.020	3.473 +		
管理的職業	0.438	1.462	0.396	1.195	0.328	1.299				
事務的職業	-0.068	0.061	-0.082	0.088	-0.296	1.799	-0.715	0.381		
販売従事者	0.494	3.204 +	0.494	3.177 +	0.400	2.970 +	0.816	2.409		
サービス・保安	1.262	12.763 ***	1.254	12.526 ***	0.886	11.579 ***	1.855	10.117 **		
農林漁業	-0.251	0.036	-0.179	0.018	0.480	0.284	4.866	0.275		
運輸・通信従事者 (生産工程・労務)	0.525	2.458	0.626	3.395 +	0.359	1.852	-0.441	0.337		
第一次産業	1.287	0.907	1.209	0.777	0.759	0.715	-4.047	0.190		
第三次産業 (第二次産業)	0.453	5.212 *	0.453	5.176 *	0.448	7.673 **	-0.007	0.000		
9人以下	0.972	6.239 *	0.931	5.612 *						
10人～99人	1.005	8.747 **	0.939	7.532 **						
100人～999人	0.550	2.845 +	0.479	2.133						
1000人以上 (官公庁)	0.728	4.889 *	0.662	3.990 *						
350万円～550万円未満	0.435	3.209 +	0.369	2.254	0.477	6.211 *	0.531	3.239 +		
550万円～750万円未満	0.740	6.624 *	0.601	4.105 *	0.807	13.530 ***	0.753	4.384 *		
750万円以上 (350万円未満)	0.761	5.877 *	0.619	3.694 +	0.855	13.488 ***	1.065	10.664 **		
組合加入	0.110	0.297	0.117	0.336						
上司あり			-0.020	0.005						
部下あり			0.361	3.749 +						
定数	-4.377	62.998 ***	-4.420	51.866 ***	-3.114	101.624 ***	-2.533	41.599 ***		
N		1584		1584		2369		434		
-2LL		1153.895		1150.084		1754.535		481.152		
2		81.836 ***		85.646 ***		68.661 ***		61.636 ***		
Nagelkerke R2		0.093		0.097		0.053		0.186		

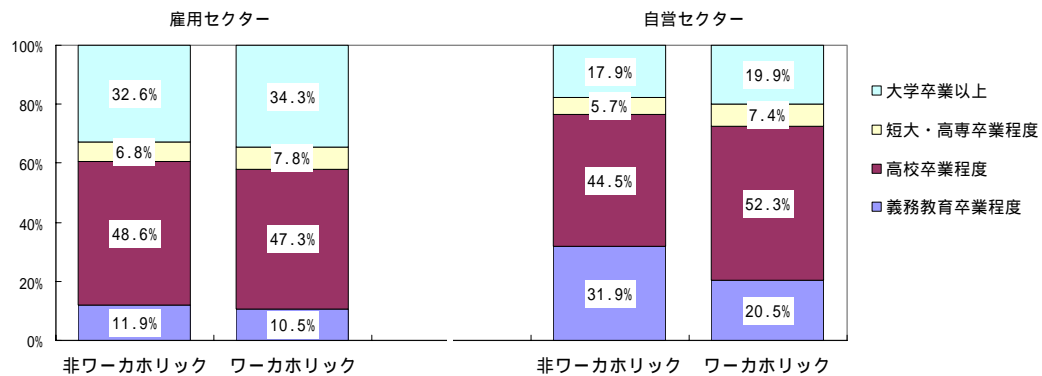
注：1) () はレファレンス・グループ。

2) + : p<0.1, * : p<0.05, ** : p<0.01, *** : p<0.001。

雇用セクターのワーカホリックと自営セクターのワーカホリックの性格の違いは、ワーカホリックである人とそうでない人(非ワーカホリック)の学歴構成を、セクターごとにみることによっても伺える(図2)。ここから、雇用セクターにおいては、ワーカホリックと非ワーカホリックの間で学歴構成にほとんど差がないのに対し(p=0.716)、自営セクターにおいては、ワーカホリックは非ワーカホリックに比べてやや学歴が高い傾向にあることが読み取れる(p=0.043)。

このように、自営セクターにおいては、比較的年齢層が高い、高度な知識・技術を持った高学歴者がワーカホリックになりやすいという特徴があるといえる。

図2 セクター別、ワーカホリックか否かと学歴のクロス



注：1) 雇用セクター： $\chi^2=1.355$ 、 $p=0.716$ 。自営セクター： $\chi^2=8.127$ 、 $p=0.043$ 。

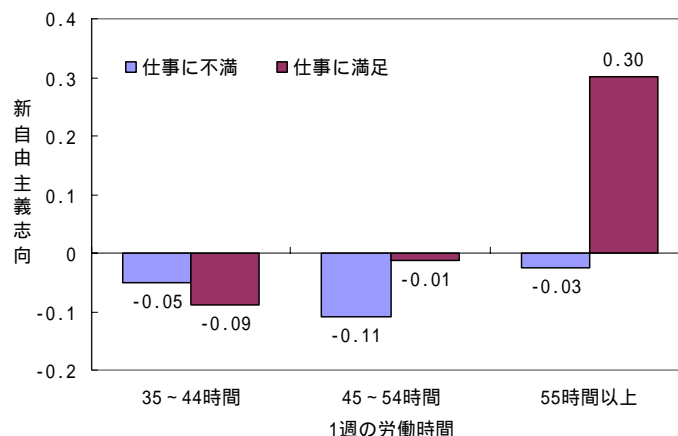
5. ワーカホリックと新自由主義志向

第2節にて述べたように、論理的に考えて、ワーカホリックの人々は新自由主義的政策に共感を示しやすいと予想される。以下、先に作成した「新自由主義志向」変数を用いて、ワーカホリックであることと新自由主義志向との関係について分析する。

5.1 労働時間・仕事満足度と新自由主義志向

まず、図3に、労働時間・仕事満足度と新自由主義志向(標準化得点)との関係を示す。ここから、「55時間以上」かつ「仕事に満足」の人々、すなわちワーカホリックの人々だけが、きわだって新自由主義志向が強いことがわかる。

図3 労働時間・仕事満足度と新自由主義志向(標準化得点)



注：1) 現在の仕事に「満足」または「どちらかといえば満足」であれば「仕事に満足」、「どちらともいえない」、「どちらかといえば不満」、「不満」であれば「仕事に不満」。

2) 新自由主義志向は、標準化得点を用いている。

5.2 新自由主義志向の規定要因としてのワーカホリック

ワーカホリックの人々が、そうでない人々に比べて新自由主義志向が強いことがわかった。しかし、そのような関係は、年齢や就労上の地位、収入などに媒介された擬似相関である可能性もある。そこで、他の変数をコントロールした上で、ワーカホリックであることが新自由主義志向にいかなる影響を与えているのかを、重回帰分析により確認する。

従属変数は、「新自由主義志向」(0点~20点)である。独立変数は、基本属性(年齢、学歴、就労上の地位、職種、産業、企業規模、主な仕事からの収入、労働組合加入)、長時間労働ダミー¹⁸、仕事満足ダミー¹⁹、ワーカホリックダミー²⁰、健康状態²¹、勤労志向²²とし、からの変数群を追加的に投入していくこととする(表8)。

モデルは、基本属性だけを投入したものである。ここから、若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、官公庁、高収入といった要因が、新自由主義志向を高めていることがわかる。

モデルは、長時間労働ダミーと仕事満足ダミーを追加したものである。ここから、長時間労働ダミーが、新自由主義志向にややプラスの影響を与えていることがわかる。

モデルは、長時間労働ダミーと仕事満足ダミーの交互作用項であるワーカホリックダミーを追加したものである。すると、長時間労働ダミーの係数は有意でなくなり、ワーカホリックダミーだけが5%水準で新自由主義志向にプラスの影響を与える。ここから、単に「長時間労働であること」、あるいは、単に「仕事に満足していること」ではなく、「長時間労働であり、かつ、仕事に満足している(=ワーカホリックである)こと」が新自由主義志向を高めていることが読み取れる。

モデルは、ワーカホリックの発生と新自由主義志向の両方にプラスの影響を与えると予想される2つの変数を、コントロール変数として投入したものである。第1は、健康状態である。一方で、健康な人ほど長時間労働をこなすことができ、また労働時間が長くても不満につながらにくいと、ワーカホリックになりやすいと考えられ、他方で、健康な人ほど社会保障や福祉の必要性を認識しにくいと考えられるからである。第2は、勤労志向である。一方で、すすんで働く意欲を持っている人ほどワーカホリックになりやすいと考えられ、他方で、すすんで働く意欲を持っている人はそうでない人に比べ社会保障や福祉の必要性を認識しにくいと考えられるからである。結果は、これら2つの変数でコント

¹⁸ 先週の労働時間が55時間以上であれば1、54時間以下であれば0とするダミー変数。

¹⁹ 現在の仕事に「満足」、「どちらかといえば満足」であれば1、「どちらともいえない」、「どちらかといえば不満」、「不満」であれば0とするダミー変数。

²⁰ ワーカホリック(労働時間55時間以上、かつ、現在の仕事に「満足」または「どちらかといえば満足」)であれば1、それ以外は0とするダミー変数。

²¹ 「あなたの現在の健康状態は、いかがですか」に対する5段階の回答を使用。最小1点(悪い)、最大5点(良い)。

²² 「働かなくとも生涯不自由なく暮らせるだけのお金が得られるとしたら、あなたは働くことをやめますか。働き続けますか。」に対し、「働き続ける」と回答した場合1、「働くのをやめる」、「わからない」と回答した場合0とするダミー変数。

ロールしてもなお、ワーカホリックダミーが新自由主義志向にプラスの影響を与えていることを示している。このことは、まさに「ワーカホリックであることによって新自由主義志向が強まる」という因果関係が働いている可能性を示唆する。

いまひとつ、表8から確認できるのは、ワーカホリックダミーが新自由主義志向を高める媒介変数としての性質も持っていることである。たとえば、年齢についてみると、モデル1において「20代」、「30代」の係数がそれぞれ0.115、0.098であったのに対し、モデル2においてはそれぞれ0.097、0.085へと低下している。同様に、モデル1とモデル2を比較すると、「経営者・役員」、「自営業主」、「家族従業者・内職」、「収入550万円～750万円未満」、「収入750万円以上」の係数も、わずかではあるが低下している。統計的に有意な媒介効果ではないが、若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、高収入の人々の新自由主義志向の高さは、それらの人々の間でのワーカホリック発生確率の高さと関係している可能性がある。

表8 新自由主義志向の規定要因（重回帰分析）

	モデル1		モデル2		モデル3		モデル4	
	標準化B	t値	標準化B	t値	標準化B	t値	標準化B	t値
20代	0.115	2.314 *	0.104	2.077 *	0.097	1.921 +	0.085	1.686 +
30代	0.098	1.913 +	0.088	1.702 +	0.085	1.638	0.082	1.595
40代	-0.040	-0.766	-0.044	-0.852	-0.050	-0.951	-0.051	-0.985
50代	-0.076	-1.454	-0.081	-1.543	-0.087	-1.663 +	-0.084	-1.610
(60才以上)								
高校卒業程度	-0.017	-0.333	-0.018	-0.356	-0.012	-0.244	-0.017	-0.336
短大・高専卒業程度	-0.039	-0.997	-0.040	-1.025	-0.036	-0.926	-0.037	-0.960
大学卒業以上 (義務教育卒業程度)	0.008	0.141	0.012	0.208	0.015	0.256	0.005	0.086
経営者・役員	0.077	2.026 *	0.073	1.920 +	0.071	1.852 +	0.071	1.859 +
非正社員	-0.049	-1.474	-0.048	-1.456	-0.046	-1.407	-0.051	-1.542
自営業主	0.127	2.808 **	0.118	2.577 *	0.111	2.429 *	0.110	2.418 *
家族従業者・内職 (正社員)	0.061	1.861 +	0.059	1.804 +	0.057	1.725 +	0.055	1.669 +
専門的・技術的職業	0.025	0.607	0.019	0.447	0.020	0.472	0.018	0.422
管理的職業	0.052	1.398	0.052	1.398	0.054	1.456	0.057	1.528
事務的職業	0.009	0.199	0.004	0.082	0.007	0.155	0.006	0.125
販売従事者	0.011	0.277	0.002	0.040	0.005	0.122	0.005	0.117
サービス・保安	-0.005	-0.147	-0.009	-0.246	-0.008	-0.215	-0.007	-0.201
農林漁業	0.017	0.189	0.014	0.161	0.021	0.234	0.031	0.349
運輸・通信従事者 (生産工程・労務)	-0.017	-0.470	-0.021	-0.576	-0.021	-0.568	-0.019	-0.537
第一次産業	0.019	0.216	0.016	0.179	0.012	0.137	0.003	0.031
第三次産業 (第二次産業)	-0.026	-0.633	-0.028	-0.685	-0.030	-0.725	-0.022	-0.543
9人以下	-0.137	-2.031 *	-0.147	-2.183 *	-0.150	-2.223 *	-0.150	-2.230 *
10人～99人	-0.070	-1.219	-0.080	-1.382	-0.085	-1.469	-0.085	-1.473
100人～999人	-0.093	-1.747 +	-0.100	-1.880 +	-0.101	-1.907 +	-0.100	-1.884 +
1000人以上 (官公庁)	-0.096	-1.983 *	-0.103	-2.118 *	-0.102	-2.101 *	-0.101	-2.072 *
350万円～550万円未満	0.027	0.662	0.023	0.555	0.018	0.433	0.019	0.467
550万円～750万円未満	0.136	3.155 **	0.129	2.979 **	0.123	2.836 **	0.126	2.898 **
750万円以上 (350万円未満)	0.146	3.022 **	0.138	2.839 **	0.133	2.719 **	0.130	2.680 **
組合加入	-0.035	-0.924	-0.033	-0.868	-0.041	-1.061	-0.037	-0.961
長時間労働ダミー			0.055	1.658 +	-0.028	-0.538	-0.028	-0.536
仕事満足ダミー			0.006	0.178	-0.032	-0.852	-0.054	-1.433
ワーカホリックダミー					0.112	2.075 *	0.113	2.099 *
健康状態(1～5)							0.083	2.610 **
勤労志向(働く=1)							0.026	0.813
N		1015		1015		1015		1015
F値		2.603 ***		2.524 ***		2.590 ***		2.676 ***
調整済みR2		0.042		0.043		0.046		0.052

注：1) ()はレファレンス・グループ。

2) +: p<0.1, *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001。

5.3 雇用ワーカホリックの効果と自営ワーカホリックの効果

5.2 にて、ワーカホリックであることが新自由主義志向を高めていることを確認した。しかし、4.3 において、同じワーカホリックであっても、雇用セクターのワーカホリックと自営セクターのワーカホリックとでは、やや性格が異なることが示された。このことは、雇用セクターのワーカホリックと自営セクターのワーカホリックとでは、新自由主義志向に対する影響が異なる可能性を示唆する。この点を確かめるため、「自営セクターかつワーカホリック」の交互作用項を独立変数に加えた重回帰分析を行なう。結果は、表 9 の通りである。

表 9 新自由主義志向の規定要因（セクター交互作用）（重回帰分析）

	モデル		モデル		モデル		モデル	
	標準化 B	t値	標準化 B	t値	標準化 B	t値	標準化 B	t値
20代	0.115	2.314 *	0.100	2.012 *	0.101	2.020 *	0.094	1.885 +
30代	0.098	1.913 +	0.087	1.699 +	0.087	1.700 +	0.089	1.731 +
40代	-0.040	-0.766	-0.045	-0.873	-0.044	-0.850	-0.041	-0.800
50代	-0.076	-1.454	-0.083	-1.593	-0.083	-1.588	-0.077	-1.472
(60才以上)								
高校卒業程度	-0.017	-0.333	-0.014	-0.282	-0.012	-0.246	-0.017	-0.330
短大・高専卒業程度	-0.039	-0.997	-0.036	-0.940	-0.035	-0.910	-0.036	-0.929
大学卒業以上 (義務教育卒業程度)	0.008	0.141	0.014	0.243	0.014	0.248	0.004	0.077
経営者・役員	0.077	2.026 *	0.072	1.882 +	0.071	1.858 +	0.072	1.892 +
非正社員	-0.049	-1.474	-0.046	-1.394	-0.045	-1.352	-0.048	-1.450
自営業主	0.127	2.808 **	0.113	2.473 *	0.127	2.549 *	0.130	2.615 **
家族従業者・内職 (正社員)	0.061	1.861 +	0.057	1.718 +	0.062	1.830 +	0.060	1.781 +
専門的・技術的職業	0.025	0.607	0.017	0.406	0.018	0.445	0.016	0.390
管理的職業	0.052	1.398	0.053	1.431	0.054	1.448	0.056	1.505
事務的職業	0.009	0.199	0.007	0.166	0.008	0.182	0.009	0.199
販売従事者	0.011	0.277	0.004	0.105	0.003	0.084	0.005	0.121
サービス・保安	-0.005	-0.147	-0.008	-0.232	-0.008	-0.222	-0.007	-0.203
農林漁業	0.017	0.189	0.018	0.199	0.017	0.196	0.026	0.291
運輸・通信従事者 (生産工程・労務)	-0.017	-0.470	-0.020	-0.554	-0.020	-0.564	-0.018	-0.508
第一次産業	0.019	0.216	0.014	0.163	0.014	0.158	0.007	0.079
第三次産業 (第二次産業)	-0.026	-0.633	-0.032	-0.800	-0.034	-0.835	-0.030	-0.739
9人以下	-0.137	-2.031 *	-0.150	-2.225 *	-0.150	-2.229 *	-0.148	-2.204 *
10人～99人	-0.070	-1.219	-0.083	-1.445	-0.084	-1.451	-0.082	-1.416
100人～999人	-0.093	-1.747 +	-0.100	-1.890 +	-0.100	-1.895 +	-0.096	-1.824 +
1000人以上 (官公庁)	-0.096	-1.983 *	-0.102	-2.101 *	-0.102	-2.113 *	-0.099	-2.049 *
350万円～550万円未満	0.027	0.662	0.017	0.413	0.017	0.418	0.018	0.432
550万円～750万円未満	0.136	3.155 **	0.121	2.794 **	0.122	2.812 **	0.122	2.824 **
750万円以上 (350万円未満)	0.146	3.022 **	0.129	2.666 **	0.130	2.686 **	0.126	2.601 **
組合加入	-0.035	-0.924	-0.037	-0.974	-0.037	-0.978	-0.032	-0.851
ワーカホリック			0.082	2.513 *	0.094	2.550 *	0.090	2.450 *
自営×ワーカホリック					-0.030	-0.712	-0.035	-0.809
健康状態(1～5)							0.076	2.434 *
勤労志向(働く=1)							0.019	0.602
N		1015		1015		1015		1015
F値		2.603 ***		2.745 ***		2.669 ***		2.715 ***
R2		0.042		0.048		0.047		0.051

注：1) () はレファレンス・グループ。

2) +: p<0.1, *: p<0.05, **: p<0.01, ***: p<0.001。

まず、モデル は、基本属性だけを投入したものであり（表 8 モデル の再掲）、モデル は、そこにワーカホリックダミーを投入したものである。その結果、ワーカホリックダミー

は5%水準で有意となっている。

そして、モデル にて、「自営セクターかつワーカホリック」の交互作用項を投入した。結果は、交互作用項が有意でないことを示している。このことは、雇用セクターであれ自営セクターであれ、ワーカホリックであることが新自由主義志向を同程度に高めていることを意味する。

モデル は、コントロール変数として健康状態と勤労志向を投入したものである。結果は、それらを投入しても、やはりワーカホリックダミーが有意で、「自営セクターかつワーカホリック」の交互作用項が有意とならないことを示している。

6. 考察

6.1 問いに対する回答

第4節および第5節の結果から、当初の問いに以下のように答えることができる。

問（どのような人々がワーカホリックになりやすいのか）については、4.2にて、若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、サービス・保安の職業、第三次産業、民間企業（特に中小企業）、高収入といった要因がワーカホリックの発生確率を高めていることが確認された。このうち、経営者・役員（＝管理職）と高収入については米国について書かれた文献が示す通りであったが、若年、自営業主、家族従業者・内職、サービス・保安の職業、第三次産業、民間企業（特に中企業）については予想外の結果であった。

問（ワーカホリックであることが新自由主義志向を高めているのか否か）については、5.1にて、ワーカホリックの人々がきわだって新自由主義志向が強いことが、5.2および5.3にて、他の変数をコントロールしてもなお、ワーカホリックであることが新自由主義志向にプラスの影響を与えていることが確認された。さらに、ワーカホリックであることが、1つの独立変数として作用しているだけでなく、新自由主義志向を高める媒介変数としての性質も持っていることが確認された。いずれにせよ、問に対する答えは、全面的に「イエス」である。

6.2 論点

上記の結果に関連して、以下の5点が考察に値する。

第1は、どのような人々がワーカホリックになりやすいのかについてである。米国について書かれた文献からは、「管理職および専門・技術職、高収入、高学歴」といったエリート層のワーカホリック像が浮かび上がってきたが、分析結果からは、若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、サービス・保安の職業、第三次産業、民間企業（特に中企業）、高収入といった要因が効いていることが明らかになった。ここから単一のワーカホリック像を構成するのは難しいが、ひとつ指摘できるのは、「事務職または生産工程・労務」、「第二次産業」、「大企業」といった工業セクター的な職場において、ワーカホリックが発生しにくいということである。このことは、そもそも労働時間の規制という考え方自体が

工場労働者を保護するために生み出されたことを思い起こさせる。また、人々の働き方を分析する上で、工業セクターかそれ以外かという軸が無視できないことを示している。

第2は、企業規模が、ワーカホリックおよび長時間労働の発生に与える影響についてである。1980年代の日本人の働き過ぎをめぐる論争や、昨今の長時間労働をめぐる研究の多くは、もっぱら大企業を対象として行なわれてきたが²³、分析の結果、大企業という要因は特に大きな影響を与えておらず、むしろ10人~99人の中小企業においてワーカホリックや長時間労働が発生しやすいことが明らかになった。なぜ中小企業においてワーカホリックや長時間労働が発生しやすいのかは、このデータからはわからないが、いずれにせよ、このことは、実際に問題が発生しやすい場所と議論や研究の対象になりやすい場所とが異なることを示している。

第3は、ワーカホリックの発生と新自由主義志向の両方にプラスの影響を与えているのが、若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、高収入という要因であることである。これらは、若年層、エリート層(経営者・役員、高収入)、自営層(自営業主、家族従業者・内職)の3つにまとめることができる。ここで注目されるのは、これらが、大きな政府あるいは福祉国家の外側にいる3種の人々にそれぞれ対応していることである。すなわち、若年層は、大きな政府あるいは福祉国家の保護と規制の内部に入り込めていない人々に、エリート層は、福祉国家の保護と規制を越え出て活動している、あるいは越え出て活動したいと考えている人々に、自営層は、もともと福祉国家の保護と規制とは無関係に活動している人々に対応している。

第4は、上記のなかに、自営層(自営業主、家族従業者・内職)が含まれている点である。分析の結果、自営層の人々は、ワーカホリックになりやすく、新自由主義志向も強いことが明らかになった。また、自営層の新自由主義志向の強さの一部は、自営層の人々がワーカホリックになりやすいことによって説明される。一般に、日本の自営層は、保守的な階層とみられることが多いが、働き方と意識をみる限りでは、むしろ突出した改革志向を持つ層として位置づけられる。その意味において、日本の自営層は、「進取の気性」に富んだ小企業経営者としての側面を持っているといえる。

第5は、なぜ、「長時間労働」と「仕事満足」の交互作用項である「ワーカホリック」だけが新自由主義志向に対してプラスの影響を与えるのかについてである。ここで必要となるのは、客観的利害とその意味づけという視点である。一般に、長時間労働者は、福祉国家に頼らず、自らの労働で自分自身の仕事と生活、さらには他人の仕事と生活をも支えているといえる。よって、客観的利害の観点からいうならば、長時間労働者は、自助自立を唱える新自由主義的政策に共感を抱きやすいだろう。しかし、長時間労働者であっても、仕事に不満を抱いている、すなわち長時間労働であることに否定的な意味づけをしている

²³ たとえば、奥村(2005)は、昨今の長時間労働の増加を招いた労働基準の緩和が、巨大株式会社の利益のために行なわれたことを強調する。

者の場合は、仮に自らの労働で自分自身や他人の仕事と生活を支えているとしても、自助自立の考え方に取り立てて共感しないだろう。よって、長時間労働をしていながらそれを苦痛に感じていない、あるいは好んで長時間労働をしている「ワーカホリック」の人々だけが、きわだって新自由主義的政策に共感を抱くのだと考えられる。

この問題は、労働生活の充足という観点からも説明できる。一般に、ワーカホリックの人々は、労働に大きな投資をし、そこから納得のいく見返りを得ていると考えられる。すなわち、労働生活が高い水準で充足しているのである。これに対し、福祉国家とは、個々人の労働生活に多かれ少なかれ国家が介入する仕組みである。よって、ワーカホリックの人々は、そのような仕組みを疎ましく感じるがゆえに、新自由主義的政策に共感を抱きやすくなるのだと考えられる。

7. 要約

本稿の分析および考察の主な結果をまとめると、以下のようになる。

1週間の労働時間が55時間以上、かつ、現在の仕事に「満足している」あるいは「どちらかといえば満足している」人をワーカホリックと定義し、ワーカホリックの規定要因を分析したところ、若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、サービス・保安的の職業、第三次産業、民間企業（特に中小企業）、高収入といった要因がワーカホリックの発生確率を高めていることが確認された。これらから単一のワーカホリック像を導き出すのは難しい。しかし、ひとつ指摘できるのは、「事務職または生産工程・労務」、「第二次産業」、「大企業」といった工業セクター的な職場においてワーカホリックが発生しにくく、それ以外の職場においてワーカホリックが発生しやすいということである。

ちなみに、雇用セクターと自営セクターとでは、ワーカホリックの発生メカニズムがやや異なる。自営セクターにおいては、比較的年齢層が高い、高度な知識・技術を持った高学歴者がワーカホリックになりやすいという特徴がある。

ワーカホリックの人々は、他の人々に比べ、きわだって新自由主義志向が強い。そのような傾向は、他の変数をコントロールしても残る。なお、新自由主義志向に対してプラスの影響を与えているのは、単に「長時間労働であること」、あるいは、単に「仕事に満足していること」ではなく、「長時間労働であり、かつ、仕事に満足していること」である。ここから、客観的利害とその意味づけとが合わさって新自由主義志向が強められていると考えられる。

雇用セクターのワーカホリックと自営セクターのワーカホリックは発生メカニズムがやや異なるが、ワーカホリックであることが新自由主義志向を高める効果は、雇用セクターにおいても自営セクターにおいても同様に確認される。

若年、経営者・役員、自営業主、家族従業者・内職、高収入といった要因が、ワーカ

ホリックの発生確率を高めるとともに、新自由主義志向を強めている。これらの要因は、若年層、エリート層、自営層の3つにまとめることができるが、それは、大きな政府あるいは福祉国家の外側に位置する3種の人々に対応している。すなわち、若年層は、大きな政府あるいは福祉国家の保護と規制の内部に入り込めていない人々に、エリート層は、福祉国家の保護と規制を越え出て活動している、あるいは越え出て活動したいと考えている人々に、自営ファクターは、もともと福祉国家の保護と規制とは無関係に活動している人々に対応している。

上記のなかに、自営層（自営業主、家族従業者・内職）が含まれている点が注目される。一般に、日本の自営層は、保守的な階層とみられることが多いが、働き方と意識をみる限りでは、むしろ突出した改革志向によって特徴づけられる、「進取の気性」に富んだ小企業経営者のイメージがあてはまる。

謝辞

本稿の分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから、日本版総合的社会調査（JGSS）2000年～2003年（大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所）の個票データの提供を受けました。ここに御礼を申し上げます。

参考文献

- 稲上毅（1983）『『働きすぎ』批判と労働倫理』『時の法令』No.1013 .
（1985）『先進国病と労働倫理』ワークエスイクス調査研究委員会『先進国病と労働倫理の変容に関する調査研究』日本生産性本部 .
（1990）『現代英国労働事情』東京大学出版会 .
大河内一男（1983）『『日本人の働きすぎ』について』『東京女子大学紀要論集』第34巻1号 .
奥村宏（2005）『ブックレビュー：働きすぎの時代』『週刊東洋経済』5987号 .
小倉一哉・坂口尚文（2004）『日本の長時間労働・不払い労働時間に関する考察』JILPT Discussion Paper Series 04-001 .
経済審議会（1999）『経済審議会答申：経済社会のあるべき姿と経済新生の政策方針』（<http://www5.cao.go.jp/99/e/19990705e-keishin.html>）
経済戦略会議（1999）『経済戦略会議答申：日本経済再生への戦略』（<http://www.kantei.go.jp/jp/senryaku/990226tousin-dex.html>）.
玄田有史（2005）『働く過剰』NTT出版 .
厚生労働省編（2003）『労働経済白書：平成15年版』日本労働研究機構 .
国民生活金融公庫総合研究所編（2004）『自営業再考：自ら働く場を創出する「自己雇用者」』

中小企業リサーチセンター .

- 清水洋平 (2005) 「労働時間はいかにして決まるか? : 個人の意識を規定要因とした分析」
大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所編『日本版 General Social
Survey 研究論文集[4]JGSS で見た日本人の意識と行動』東京大学社会科学研究所 .
- 高橋陽子 (2005) 「ホワイトカラー 『サービス残業』の経済学的背景: 労働時間・報酬に関
する暗黙の契約」『日本労働研究雑誌』No.536 .
- 武川正吾 (1999) 『社会政策のなかの現代』東京大学出版会 .
- ロナルド・ドーア (石塚雅彦訳) (2005) 『働くということ: グローバル化と労働の新しい
意味』中央公論社 .
- 森岡孝二 (2005) 『働きすぎの時代』岩波書店 .
- 山崎喜比古 (1992) 「ホワイトカラーにみる披露・ストレスの増大とライフスタイル」『日
本労働研究雑誌』No.389 .
- 連合総合生活開発研究所 (2002) 『働き方の多様化と労働時間等の実態に関する調査研究報
告書』連合総合生活開発研究所 .
- 労働政策研究・研修機構 (2005) 『日本の長時間労働・不払い労働時間の実態と実証分析』
労働政策研究・研修機構 .
- Gosta Esping-Andersen ed. (1996) *Welfare States in Transition: National Adaptations
in Global Economies*, Sage Publications. (埋橋孝文監訳 『転換期の福祉国家:
グローバル経済下の適応戦略』早稲田大学出版部, 2003年)
- Jill A. Fraser (2001) *White-Collar Sweatshop: The Deterioration of Work and Its Rewards
in Corporate America*, New York: W. W. Norton & Company, Inc. (森岡孝二監
訳 『窒息するオフィス: 仕事に脅迫されるアメリカ人』岩波書店, 2003)
- Jon C. Messenger ed. (2004) *Working Time and Workers Preference in Industrialized
Countries: Finding the Balance*, Routledge.
- Sangheon Lee (2004) Working-hour gaps: trends and issues , Jon C. Messenger
ed. *Working Time and Workers Preference in Industrialized Countries:
Finding the Balance*, Routledge.
- Robert T. Reich (1991) *The Work of Nations: Preparing Ourselves for 21st-Century
Capitalism*, New York: Alfred A. Knopf, Inc. (中谷巖訳 『ザ・ワーク・オブ・
ネーションズ: 21世紀資本主義のイメージ』ダイヤモンド社, 1991年)
- Juliet B. Schor (1992) *The Overworked American: The Unexpected Decline of Leisure*,
New York: Basic Books. (森岡孝二・成瀬龍夫・青木圭介・川人博訳 『働きすぎ
のアメリカ人: 予期せぬ余暇の減少』窓社, 1993)

第3章 仕事における「自分らしさ」志向

阿部 真大

1. 問題意識

三浦展は、『下流社会』のなかで、低階層に位置する若者ほど、「自分らしさ」志向が強いことを示している。高階層より低階層、正社員よりもフリーターの方が「自分らしさ」志向が強い。これは、高階層であるほど「自分らしさ」志向が強いという、上の世代にみられる傾向とはまったく逆である。つまり、若者の間で、「自分らしさ志向+低所得」という新たな性格を備えた「下流集団」が生まれていると三浦は考える。

三浦はマーケティングの観点から分析をおこなっている。たとえば「服を選ぶ際に重要視することは何か？」などといった点から、消費の世界における「自分らしさ」志向について考えているわけだが、同じことは、労働の世界でも起きているのだろうか。つまり、低い階層に位置する若者ほど、仕事の場においても「自分らしさ」志向が強いといえるだろうか。これが本報告の最初の問いである。

仕事の世界において、下層の若者の「自分らしさ」志向が強まっていることは、たとえば、日本労働研究機構（2000）において、若年フリーター層の「やりたいこと」志向としても指摘されている。ただ、それが、三浦が消費の世界における「自分らしさ」志向において語ったように、若年層に限ったことであることまでは検証されていない。

この研究に限らず、フリーター的な働き方と「自分らしさ」志向との関係は、それが若年層に特有の問題であるかのように語られがちである。しかし、それは本当に若年層に限ったことなのだろうか。

こうした問いを説くために、本報告は、全世代においてまんべんなく仕事についての意識を聞いた、JGSS調査の結果、2000年から2003年の4年間を合わせたデータセットを用いて分析をおこなった。

世代に関しては、調査対象が20歳以上ということもあり、若年層が薄いため、20歳から39歳まで（若年層）と40歳から60歳まで（上世代）に分けて考えた。

問題となるのは、労働の場における「自分らしさ」志向をどうはかるかであるが、本稿では、「自分らしくはたらく」ことを「自分が興味のある仕事をする」とことと捉え（先にみた「やりたいこと」志向に該当する）、質問のなかにある、仕事のなかで重要視する点（「興味のある仕事であること」）に対する回答を分析した。もちろん、仕事における「自分らしさ」志向とは、この指標だけではかれるものではない。他にも様々な指標がありうるだろう。その点に関しては、今後の課題としたい。

2. フリーターの「自分らしさ」志向（男性）

本報告は、三浦の指摘が、消費の世界だけでなく、労働の世界についてもあてはまるかどうかを考えていくわけだが、三浦の提示する図式のなかで考えると、それは肯定される。つまり、労働の世界についてもあてはまると言える。

三浦の考えている「自分らしさ」を求める若者がなりやすい職業とは、フリーターなどの非正規雇用である。三浦は「下流集団」の話をする際、常に、こうした雇用形態の若者を念頭に置いている。引用しよう。

フリーターなどの非正規雇用は、たしかに自分らしく働くために選択されている面があるのだが、しかし、それが所得の上昇や結婚のチャンスを低下させ、ひいては生活満足度も低下させる選択だということがわかる。

もしその不安定で不満の多い選択が自分らしさと引き替えになされているとしたら、われわれは、過去30年以上にわたって社会の主流的な価値観となった「自分らしさ」という、まるで青い鳥のような観念を、一体どのように取り扱うべきなのか。そして、すでにその青い鳥の虜になった団塊ジュニア世代以降の若者にどう対処すべきなのか。(三浦2005:172)

しかし、はたして、三浦の考えるように、団塊ジュニア世代以降の若者（本報告で扱う「若年層」にほぼ該当する）で、フリーターをしている者は、本当に、職場において「自分らしさ」を重要視しているのだろうか。まず、男性に限ってみていく。

仕事上の地位を、経営者・役員（1）/常時雇用の一般従業者（2）/臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員（3）/自営業主・自由業者（4）に分ける。

まず、彼らの仕事上の地位別の「自分らしさ」志向をみてみよう。

全体的に「自分らしさ」志向は強いが、確かに、臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員においてそれが顕著であることが分かる。これは、三浦の仮説と合致する。つまり、若年のフリーターは「自分らしさ」志向が強い。

しかし、それはすべての年齢について言えるわけではない。年齢が上の世代になると、臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員とは、むしろ「自分らしさ」志向を満たさないものとなる。

表1 仕事上の地位別「自分らしさ」志向（若年層・男性）

	「自分らしさ」-	「自分らしさ」+	合計
経営者	9	19	28
	32.1	67.9	100
正規雇用	106	631	737
	14.4	85.6	100
非正規雇用	8	88	96
	8.3	91.7	100
自営業	8	43	51
	15.7	84.3	100
合計	131	781	912
	14.4	85.6	100

（下段は％）

表2 仕事上の地位別「自分らしさ」志向（上世代・男性）

	「自分らしさ」-	「自分らしさ」+	合計
経営者	16	117	133
	12	88	100
正規雇用	187	803	990
	18.9	81.1	100
非正規雇用	15	28	43
	34.9	65.1	100
自営業	43	241	284
	15.1	84.9	100
合計	261	1189	1450
	18	82	100

（下段は％）

つまり、フリーター的なはたらき方は、若者においては「自分らしさ」を満たすものとして機能するが、上世代については、全く逆の機能を果たしていることが分かる。

この分析結果も三浦の仮説と合致するだろう。フリーター的な働き方と「自分らしさ」志向との結びつきは、若年労働者において顕著にみられ、上の世代においてはその関係は逆転する。

3. フリーターの「自分らしさ」志向（女性）

男性に関して言うと、フリーター的な働き方は、若者の「自分らしさ」を満たすものである。「若者は下層ほど自分らしく、上の世代と逆である」という三浦の仮説は、男性においてはあてはまる。

しかし、同じことを女性についてみると、まったく違った結果が得られた。

表3 仕事上の地位別「自分らしさ」志向（若年層・女性）

	「自分らしさ」-	「自分らしさ」+	合計
経営者	0	3	3
	0	100	100
正規雇用	47	366	413
	11.4	88.6	100
非正規雇用	59	262	321
	18.4	81.6	100
自営業	1	21	22
	4.5	95.5	100
合計	107	652	759
	14.1	85.9	100

（下段は％）

表4 仕事上の地位別「自分らしさ」志向（上世代・女性）

	「自分らしさ」-	「自分らしさ」+	合計
経営者	5	50	55
	9.1	90.9	100
正規雇用	85	314	399
	21.3	78.7	100
非正規雇用	137	380	517
	26.5	73.5	100
自営業	19	81	100
	19	81	100
合計	246	825	1071
	23	77	100

（下段は％）

まず、「自分らしさ」志向がフリーターにおいて強いということが否定される。若年層の女性においては、フリーターよりむしろ正規雇用のほうが「自分らしさ」志向が強い。これは、若年労働者の「自分らしさ」志向を語る際によく言われることと齟齬をきたしている。

それでは、上の世代についてはどうだろうか。

臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員の「自分らしさ」志向は、若者と変わらず低い。しかし、注目すべきは、男性においては、上世代における非正規雇用層の「自分らしさ」志向が著しく落ち込むのに対し、女性に関してはそれほど落ち込まない点である。

4. 若年の男性と年長の女性

このことについて考えるために、上で示したデータを違う角度からみてみよう。臨時雇用・パート・アルバイト・派遣社員を対象を絞り、「自分らしさ」志向の年齢別の男女の違いをみていく。

表5 性別／年齢／「自分らしさ」志向のクロス表（非正規雇用）

	「自分らしさ」-	「自分らしさ」+	合計
男（若年層）	8	88	96
	8.3	91.7	100
女（若年層）	59	262	321
	18.4	81.6	100
合計（若年層）	67	350	417
	16.1	83.9	100
男（上世代）	15	28	43
	34.9	65.1	100
女（上世代）	137	380	517
	26.5	73.5	100
合計（上世代）	152	408	560
	27.1	72.9	100

（下段は％）

フリーター的なはたらき方は、男性にとっては若いうちに限って、女性にとっては、年をとっても「自分らしさ」を満たすものとなりうる。

男性についてだけみてみると、三浦の仮説と合致する。つまり、「自分らしさ」という「まるで青い鳥のような観念」を信奉し、不安定就業たるフリーターになっていくのは、団塊ジュニア以降の若者に顕著にみられる。

しかし、それを言うならば、女性に関しては、年を重ねても、「自分らしさ」という「まるで青い鳥のような観念」を信奉している。つまり、しばしば語られる「若年層に固有の就業意識」が残存していると言うことができないだろうか。つまり、これは、若者だけの問題ではない。

5 . ケアワーカーの調査と重ね合わせて

このことは、ケアワーカーに対する調査をおこなった私の実感に非常に近い。去年、五つの高齢者向けの福祉施設をまわり、そこではたらくケアワーカーたちへの聞き取り調査をおこなった。そのなかで浮かび上がってきたのは、彼らの賃金の低さと雇用の不安定性、そして、それに逆行するような、彼らの労働に対する献身であった。彼らの多くは、「お金よりも仕事のやりがいを重視する」と言い、そのやりがいを、「好きなことができる」ことに求めている。

ただ、彼らの仕事への情熱は、男女と年齢という変数を入れると、著しく異なったものになった。

まず男性から。若い男性はやたらに仕事に対して情熱をもっているが、歳を重ねると、現実と向き合わざるをえなくなり、労働条件に対する不平・不満が増える。

二人の対照的な男性ケアワーカーを紹介しよう。

(親は)この仕事を分かってくれてはいるが、一生懸命やっている、「それ以上やってもお金はもらえないでしょ」、「あなた使われているんだよ」などと言われる。「自分でやりたいことなんだから口を出さないで」と言い返している。(10代 臨時職員)

ケアの仕事は好きだが、この仕事は若い人の「使い捨て」だ。(家業である)農業もある。両方とも色々と考えている。ただ、辞めるといって入居者を途中で投げ出すことになってしまう。(30代 施設職員)

やりがいのあるケアの仕事であるが、その不安定性がネックになって、30歳を過ぎるとやめてしまう男性職員は多い。経済的な理由による将来への不安が、多くのワーカーたちの退職理由である。これは、女性のケアワーカーと対照的な点であった。

女性のケアワーカーは、全年齢を通して、仕事に対して情熱的であった。彼らは主婦層であることが多いため、あくまで「家計の足し」、または「おこづかい」を稼ぐために働

いているからである。

子どもの手がかからなくなったので、収入は全部、おこづかいです。収入については文句はありません。(40代 パート)

ただ、唯一の例外は、シングルマザーのケアワーカーであった。

家事援助は1200円。マクドナルドよりいい。今は、月収は手取りで20万+残業代。気を遣う仕事なのでもっと欲しい。ただ、女性にしてはいいほうだ。男性には厳しいが。職安に行ったが、他はもっと悪い。ただ、仕事はこれ以外にも朝刊配達のパイトをしている。朝は早い。ハードな生活だ。(30代 契約ヘルパー)

結局、ケアワーカーの仕事に対してプラスのイメージをもっているのは、主婦と若年のパラサイトシングルだけであり、自力で稼がないといけない人にとっては、「やりがい」どころの話ではない。彼らにとっては、(いくら興味のある仕事であるといっても)「割の悪い」仕事であることのマイナス面のほうが際立ってきてしまうと考えられる。

このことが、成人男性にとっての不安定就業と主婦にとっての不安定就業に対する意識の差となってあらわれるのではないだろうか。それが、表5でみたような結果を引き起こしていると考えられる。

6. 「自分らしさ」志向の決定要因

要するに、ケアワーカーの調査を通じて感じたことは、不安定就業に対する意識を決定しているのは、年齢とともに、経済的なものも大きいのではないだろうかということであった。

結婚をしていない若者は経済的な心配があまりないだろうから、不安定就業に対する態度が甘いものになることは当然だろう¹。問題は、先に挙げたケアワーカーの例のように、有配偶であり、自分が養っていかなくてはならない家族がいる場合である。

そこで、結婚している不安定就業者を対象に、仕事における「自分らしさ」志向を5段階に分けて従属変数とし、年齢、性別、配偶者の年収、本人年収、市郡規模を独立変数として重回帰分析を試みた。

まずは、若年層について分析を試みた。

¹ 配偶者のいない若年不安定就業者についても、同様の重回帰分析を試みた。性別のみしか相関していないことが分かる。

表6 重回帰分析（若年層）

従属変数：「自分らしさ」志向（5段階）

独立変数	ベータ係数	t 値
男ダミー	-0.133	-1.458
年齢	-0.053	-0.540
本人年収	0.085	0.976
配偶者年収	0.087	1.003
子供の人数	-1.44	-1.495
市郡規模（大 小）	-0.063	-0.742

注：†p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

20代と30代の不安定就業者について考えると、相関する変数はまったくない。つづいて、上の世代についてみる。

表7 重回帰分析（上世代）

従属変数：「自分らしさ」志向（5段階）

独立変数	ベータ係数	t 値
男ダミー	-0.014	-0.227
年齢	-0.101	-1.744 †
本人年収	-0.016	-0.276
配偶者年収	0.104	1.722 †
子供の人数	-0.068	-1.193
市郡規模（大 小）	0.012	0.208

注：†p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

この分析から分かるのは、年齢と配偶者の年収が、仕事における「自分らしさ」志向と関係しているということである。

7. 「自己実現型フリーター」と「有閑型パート」

まとめてみよう。20代と30代の有配偶の不安定就業者においては、仕事における「自分らしさ」志向と相関する変数はなかった。

対して、40代と50代の有配偶の不安定就業者においては、配偶者の年収が高くなればなるほど、年齢が低くなればなるほど、「自分らしさ」志向が強くなっていく。

つまり、若年の不安定就業者層においては、有配偶者層にあっても、経済的な問題はあまり前景化してきていない。このことから、彼らの多くは「自己実現型フリーター」であると言えることができるだろう。

一方、上世代の不安定就業者層においては、経済的な問題が一気に前景化してくる。配偶者の年収が高く、子どもの教育費も少なくてすむ富裕層のみが、「自分らしさ」を満足させる不安定就業にいそしんでいると考えられる。そして、これが、主婦層の「自分らしさ」志向を担保していると考えられる。彼女たちは「自己実現型フリーター」ではなく「有閑型パート」と名づけることができるだろう。

8 . 錯綜する不安定就業の問題

本報告がここまでで明らかにしてきたのは、不安定就業における「自分らしさ」志向が、若年層にだけみられるものではなく、上の年齢層においてもみられるということであった。

つまり、三浦の考える図式とは別に、フリーター的な心性を支える社会的な層が存在する。それが「主婦パート層」である。

若年労働問題と主婦パート問題は別であると思う方々も多いだろう。三浦は前者を問題にしている。後者は別のところで問題にされている。それでいいのではないだろうか？と。しかし、問題はそれほど単純なものではない。

ここで、もう一度、「現場」に戻ってみよう。ケアワーカーたちの職場である。この職場では、全年齢のワーカーたちが働いている。先にみたように、多いのはパラサイトシングルと主婦である。

ケアワーカーは非常に低賃金な不安定労働であるが、若いワーカーのなかには、その社会的地位を上げることで、この仕事を立派な専門職にし、一生はたらきつづけることのできるような仕事にしようと努力するワーカーも数多い。「パラサイトシングルからひとりだちへ」というライフコースである。

「自己実現型フリーター」であるケアワーカーたちは、一生、働こうと思えば、自分たちの労働条件についてシビアに考えざるをえない。それは男性において特にそうである。

水虫や腰痛、感染症などに対する保障に問題がある。多くのワーカーは疲れでやめていく。30代までが限界だろう。精神的にも身体的にもしんどい。共働きでないとやっていけない。社会的地位も低い。(30代 施設職員 男性)

しかし、彼のこうした思いも、同じ職場で働く主婦のワーカーたちに共有されていると

は考えづらい。「有閑型パート」である彼女たちは、経済的に余裕があり、この仕事だけで一生食べていこうと思っているわけではない。それゆえ、彼女たちの口から職場の労働問題が出てくることはほとんどなかった。彼女たちにとって職場は、「家庭にいた私が自己実現できる場所」である。

ここでは大変さもやりがいがいた。収入は、高校生の子どもがいるのでそちらにまわす。病院よりもいい。ただ、もらいすぎは心苦しい。(50代 施設職員 女性)

若年層と主婦層は、労働条件に対するシビアさに温度差があるため、職場において「連帯」することが困難になる。文句を言わずにガンガンはたらく主婦がいるならば、文句を言う若者たちは切り捨てられるだけである。

つまり、不安定就業の問題は、若年フリーターだけの問題ではない。同じ職場に、まったく異なる動機をもつ高年齢のパートがいる場合、その問題は、さらに解きにくく、錯綜したものとなる。

9. 職場の複合差別を超えて

上野千鶴子は、その名も「複合差別論」という論文のなかで、「すべての被差別者の連帯」を難しいものにする「複合差別」の存在を示している。

社会的な存在としての個人は、多くの文脈を同時に生きている。ひとつの文脈で差別を受けている弱者が、べつの文脈のなかでは強者であることはいくらもありうる。(上野 2002:238-268)

ひとつの文脈で差別を受けている弱者(ケアワーカー)が、べつの文脈のなかでは強者(主婦)である。それゆえ、ケアワーカーに対する社会的な差別(不当な低賃金)が不可視化される。わりを食うのは、若年のケアワーカーたちである²。

² 2005年におこなったケアワーカーに対する聞き取り調査より明らかになったことは、職場においては、主婦層/シングル女性/シングル男性の間に、労働条件に対する危機感の強さをめぐって温度差があるということであった。主婦層からシングル男性に向かって、徐々に危機感は強くなっていく。そして、それが職場における「連帯」を困難なものにしている。

そこにボランティアが絡んでくると、いよいよ話はややこしくなる。例えば、時給0円のボランティアと時給900円の職員が同じ場所で(ほぼ)同じ仕事をこなしている。すると、時給900円にあるにも関わらず、ケアワーカーの側に「もらいすぎ」感が生まれるのである。あるグループホームでは、職場に、

三浦のように、不安定就業の問題を若年労働の問題へと矮小化することは、このような職場における「複合差別」の問題を隠蔽しかねない。不安定就業を通じた自己実現とそれによる労働問題の隠蔽という図式はあらゆる世代において存在している。その間の関係を丹念に解き明かし、問題をあぶりだしていくことが必要なのだろう。

表8 重回帰分析 (若年層 配偶者なし)

従属変数：「自分らしさ」志向（5段階）

独立変数	ベータ係数	t 値
男ダミー	0.169	2.292*
年齢	-0.042	-0.481
本人年収	-0.015	-0.203
子供の人数	-0.067	-0.794
市郡規模（大 小）	-0.064	-0.885

注：†p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

謝辞

二次分析にあたり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから、日本版総合的社会調査(JGSS)(大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所)の個票データの提供を受けました。

参考文献

- 阿部真大 2006(予定)「ユニットケア」『住民参加型福祉の比較研究(仮)』東京大学社会学研究室
- 三浦展 2005『下流社会』光文社
- 日本労働研究機構 2000「フリーターの意識と実態 - 97 人へのヒアリング結果より - 」日本労働研究機構
- 上野千鶴子 2002『差異の政治学』岩波書店

無償ボランティア 有償ボランティア(時給100円) パート(時給800円) 正規職員(月給20万円) という、明確な序列が生まれていた。

これらは、ケアワーカーの世界に特有の現象であり、彼らの労働の「専門性」の確立を妨げる一因となっている(阿部2006)。

第4章 「健康の不平等」の現在

主観的健康状態と社会経済的地位 (socioeconomic status) の関連

佐藤 雅浩¹

1. 問題意識

本稿は、人々の社会経済的地位 (socioeconomic status) が主観的健康状態に与える影響を、JGSS (Japanese General Social Surveys) 2000~2003 年度データを用いて分析する。

社会学にとって、人々の健康状態は古くから重要な研究対象と見なされてきた。例えば F. Engels は『イギリスにおける労働者階級の状態』(1845)のなかで、「救貧院」の悲惨な状況を詳しく描き、都市に生きる労働者階級の劣悪な健康状態を告発した。また社会学の古典である E. Durkheim の『自殺論』(1897)は、現在で言えば個人のメンタルヘルスに関する社会疫学的な研究の先駆である。これらの研究においては、おもに社会階層と諸個人の健康状態の相関性が論じられ、いわゆる「健康の不平等」の問題が告発されてきたと考えることができる。

これまで、人々の健康状態と社会経済的地位に関する研究がもっとも蓄積されてきたのは英国だと言われる。英国政府の委任によって 1977 年に実施され、1980 年に出版された「ブラックリポート」は、社会階層と健康状態の差異を克明に描きだした。「ブラックリポート」によれば、男女ともに、またすべての年齢層において社会階層による死亡率の差異が認められる。また、乳幼児死亡率、ヘルスサービスの利用度にも社会階層が影響を与えていることなどが示された(早坂 2001b:51)。

しかし、とくに日本国内の社会学的研究において、個人の健康状態と社会的・経済的変数の関連を、定量的な大規模調査から明らかにする試みが蓄積されてきたとは言いがたい(山崎 2001:15)。社会階層と健康の関連について実証的な研究を行っている中田知生が述べるように、「欧米では、社会階層論、医療・健康社会学において盛んに行われている健康と社会階層の関連に関する研究は、日本の社会学的な研究においてはあまり扱われてこなかった」(中田 1999: 16)。

もっとも近年では、高齢者人口の増加という背景も相俟って、地方自治体単位の大規模データを用いて老人の健康状態と社会経済的地位の関連を分析する論文(近藤他 2005)や、社会疫学的観点から特定の地域を対象として個人の属性と健康状態を分析する研究(藤原他 1999; 佐藤他 2002)などが国内でも散見される。また、大都市部の成人を対象として、死亡率の地域格差を分析した研究が存在する(山崎 1989; 山崎 1997)。

¹ 東京大学大学院人文社会系研究科 社会学専門分野博士課程 deepcoma2002@yahoo.co.jp

しかし全人口を対象とした無作為抽出による調査データを用いて、個人の健康状態と社会経済的地位の関連を分析した研究は、日本では未だ蓄積が少ない。そこで本稿では、JGSSのデータセットを用いて、2000年代の日本において諸個人の健康状態がその社会経済的地位によってどのように規定されているかを分析したい。

2．健康と社会経済的地位を結ぶメカニズム

具体的な分析に入る前に、本節ではこれまで個人の健康と社会経済的地位が、どのように関連付けられて論じられてきたかについて概観しておこう。

個人の社会経済的地位が健康状態に影響を与えるメカニズムについては、これまでいくつかの説明が加えられてきた。早坂裕子の整理によれば、上記の「ブラックリポート」で紹介されている主要な説明理論には、物質主義論、文化・行動論、社会的選択・淘汰論などがある（早坂 2001b）。

まず物質主義論（Materialist theory）とは、収入・住宅事情・労働環境など各社会階層の物質的な状況の違いが、健康度や保健医療機関の利用に関する不平等の決定要因であると見なすアプローチである。この観点から言えば、個人の健康は社会階層に基づく物質の配分状況によって規定されており、健康状態の改善には社会経済的な格差の縮減が求められることになる。この物質主義論は、現在でも特に途上国の健康問題などを論じる際に有効であるとされるが、近年では Kawachi & Kennedy（2002=2004）らによって批判が加えられている。なぜなら物質的には裕福とされる国（アメリカ）の中流以上の階層でも、所得による死亡の相対リスクには差異が認められ、これを人間の生存に必要な物質的困窮によってもたらされる健康の差異として説明するのは困難だからである。ここから近年では、（特に先進諸国内/間の健康の差異は）絶対的な物質の欠如ではなく、相対的な所得の格差が影響しているとする「相対的所得仮説」が注目を集めつつある（Wilkinson 1997; Adler, et al., 1994）。

次に文化・行動論（Cultural/behavioral theories）とは、健康に関する諸個人の信条・行動が、社会階層によって異なることに着眼するアプローチである。物質主義論が社会階層による物質の不均衡な配分を健康/不健康の原因と見なすのに対し、文化・行動論は諸個人が所属する社会階層によって、健康に対する配慮・予防などの行動が異なることを健康/不健康の規定要因であると見なす。このアプローチは健康を規定する社会的因子に注目した点で評価できるが、時代・地域によってある階層の人間がとる向健康行動（ライフスタイル）には差異があり、健康の「格差についての表面的な説明にすぎない」（Kawachi & Kennedy 2002=2004:54）とも批判されている。

最後に社会的選択・淘汰論とは、健康度の違いが職業選択などの機会を介して諸個人の所属する社会階層に影響していると主張するアプローチである。上記二つの説が「社会階層が健康に影響を与える」という主張だとすれば、この社会的選択・淘汰論は「個人の健

康状態が所属する社会階層を規定する」と主張していることになる。このアプローチは心身の不調などによって休職／退職を余儀なくされる個人を想定した場合に説得力を持つが、近年の研究では病気を発症する前からの追跡調査によって、低所得が病気への罹患と早世を招いているという調査結果が出されている（Wilkinson1996）。

要するに、「物質主義論」「文化・行動論」と「社会的選択・淘汰論」の対立は、諸個人の社会経済的地位と健康の間に関連を認める点では共通するものの、「健康が先か、社会経済的地位が先か」という因果関係の向きに関して異なる視角を有している。しかし健康と社会経済的地位の関連を調査している多くの研究者が認めるように、両者の関係は社会学的・経済学的・心理学的・生物医学的な複雑なプロセスの上に成り立っており、単一のアプローチによって説明できるようなものではない。そこで本稿ではこれら複雑なプロセスを鑑みながらも、個人の生物学的属性（年齢・性別）ごとに、健康と社会経済的地位の関連の仕方がどう異なるのかという基礎的な分析結果を示すことに主眼を置くことにする。

3．国内の先行研究と本稿の問い、対象データ

3.1 JGSS データを用いた先行研究と本稿の問い

先述のとおり、国内を対象とした健康と社会経済的地位に関するいくつかの調査研究が存在するが、JGSS データを利用したものとしては、藤澤由和（2005）が挙げられる。藤澤は、主観的健康が諸個人の社会的属性・ソーシャルキャピタルの有無によって有意に異なることを、ロジスティック回帰分析によって明らかにした。しかし藤澤は、全年齢階層を対象とした分析しか試みておらず、異なる年齢階層に属する個人の社会経済的地位が主観的健康に与える影響について比較考察を行っていない。また、性別をダミー変数として投入しているため、男女別の分析も行われていない。さらに近藤（2005）らの研究によって重要な因子と見なされている学歴が変数として投入されていない。

そこで本稿では、以下のような問いを立て、JGSS2000～2003のデータを統合して分析対象とした。

- (1) 個人の主観的健康観は、当人の社会経済的地位とどのような関連がある／ないか
- (2) 異なる年齢階層に属する個人は、主観的健康観と社会経済的地位の異なる関連が認められるか
- (3) 性別による主観的健康観と社会経済的地位の関連には、差異が認められるか

具体的には、まず全年齢の男女を対象として主観的健康観と社会経済的地位の関連を概観した上で(1)、各年齢階層(高齢者／非高齢者)・性別(男／女)ごとの分析を行う(2)(3)。

3.2 対象データと測定尺度

本稿では既述のとおり、JGSS2000年～2003年のデータを結合した上で、次のような測定尺度を用いて分析を行った。

まず、回答者の健康度をはかる指標（従属変数）としては、JGSS留置き票にある質問「あなたの現在の健康状態は、いかがですか（健康状態本人OP5HLTHZ）に対する回答を用いる。この設問に対する回答は、「良い 1 2 3 4 5 悪い」の五段階で自己評価する形式となっているが、分析に際してはスケールを逆転させ「悪い 1 2 3 4 5 良い」の五段階評価として用いた。よって数値が大きいほど主観的健康度が高いことを示している²。

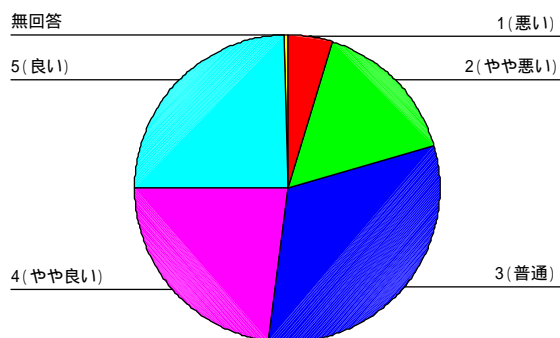
次に社会経済的地位を表す独立変数としては、年齢、等価所得³、本人の教育年数、婚姻状況（ダミー変数）、就業状況（ダミー変数）、家族人数を用いる。これらは国内外の研究において、回答者の社会経済的地位を示す指標として用いられている代表的なものである。

4．単純集計とクロス表による分析

4.1 従属変数の単純集計

今回の分析に使用したJGSS2000～2003データの総個票数は12299であり、そのうち本人の健康状態に対する有効回答数は12260、無回答は39であった。健康状態に対する回答の内訳は、「5（良い）」から「3（普通）」までが20%前半～30%程度で回答全体の約8割を占め、残りは「2（やや悪い）」が15%程度、「1（悪い）」が5%程度であった（図1、表1）。

図1 健康状態（本人）



（表1）健康状態 単純集計

	度数	%
5（良い）	3023	24.6
4（やや良い）	2856	23.2
3（普通）	3854	31.3
2（やや悪い）	1950	15.9
1（悪い）	577	4.7
無回答	39	0.3
合計	12299	100

² なお、回答者の主観的な健康評価が、どの程度有効な指標として使用できるかについては、従来医学者から否定的な見解が多かった。しかし山崎喜比古も述べるように、健康に関する主観的評価（self-rated health）は、生物医学的なそれ（客観的指標）に比して全人格的（holistic）なものであり、近年では総合的指標として客観的測定よりも優れていることが主張されている（山崎 2001:35）。またIdlerら（1997）によれば、他の因子を考慮しても個人の主観的な健康評価は、死亡リスクや身体の機能低下に対して予測力を持っている（その理由については近藤（2005:93-7）を参照）。よって本稿では、JGSS調査における主観的健康指標を、回答者の生物学的な健康状態をある程度反映しつつ、同時に全人的な健康状態を反映するものとして扱う。

³ 年間世帯所得を世帯人数の平方根で除した数値。この指標は厚生労働白書（平成14年版）でも個人の経済的側面を表す指標として用いられている。

4.2 クロス表による分析

主観的健康観と社会経済的地位の関連を概観するために、上記の各独立変数と主観的健康状態の2重クロス表を作成した。なお上記の単純集計から、主観的健康状態が「悪い」との回答が少数のため、ここでは「2（やや悪い）」と「1（悪い）」を統合した上で、各独立変数（カテゴリカルなデータに統一）とクロスさせた。

4.2.1 主観的健康状態と年齢・性別

まず、年齢を「20～34歳」「35歳～64歳」「65歳以上」の3階層に分割し、主観的健康状態とのクロス表を作成した。その結果、加齢と主観的健康状態の認識には線形的な関連が認められ、高齢者（65歳以上）は、その他の年齢層に比べて主観的健康状態を「悪い、やや悪い」と回答する傾向があることがわかった（表2）（Spearmanの相関：-.153, $p < .001$ ）。

（表2）年齢階層と健康状態のクロス表

	健康状態4分割				合計	
	1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
年齢階層 20歳～34歳	度数	337	632	575	783	2327
	年齢階層3分割の%	14.5%	27.2%	24.7%	33.6%	100.0%
35歳～64歳	度数	1207	2249	1651	1601	6708
	年齢階層3分割の%	18.0%	33.5%	24.6%	23.9%	100.0%
65歳以上	度数	983	973	630	639	3225
	年齢階層3分割の%	30.5%	30.2%	19.5%	19.8%	100.0%
合計	度数	2527	3854	2856	3023	12260
	年齢階層3分割の%	20.6%	31.4%	23.3%	24.7%	100.0%

(Pearsonの2乗 $p < .001$)

一方、性別とのクロス表では女性の方が主観的健康状態を「良い」と回答する傾向があるものの、その関連は年齢ほど強くはなかった（表3）（Spearmanの相関：.026, $p < .005$ ）。

（表3）性別と健康状態のクロス表

	健康状態4分割				合計	
	1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
性別 男	度数	1151	1797	1320	1271	5539
	性別の%	20.8%	32.4%	23.8%	22.9%	100.0%
女	度数	1376	2057	1536	1752	6721
	性別の%	20.5%	30.6%	22.9%	26.1%	100.0%
合計	度数	2527	3854	2856	3023	12260
	性別の%	20.6%	31.4%	23.3%	24.7%	100.0%

(Pearsonの2乗 $p < .001$)

4.2.2 主観的健康状態と等価所得

同様に、主観的健康状態を4分割し、等価所得とのクロス表を作成すると下記のような結果が得られた(表4)。

(表4) 等価所得と健康状態のクロス表

	健康状態4分割				合計	
	1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
等価所得 3分割	0~249万円 度数	740	854	582	612	2788
	等価所得3分割の%	26.5%	30.6%	20.9%	22.0%	100.0%
	250~499万円 度数	607	1082	862	905	3456
	等価所得3分割の%	17.6%	31.3%	24.9%	26.2%	100.0%
	500万円以上 度数	223	481	404	413	1521
	等価所得3分割の%	14.7%	31.6%	26.6%	27.2%	100.0%
合計	度数	1570	2417	1848	1930	7765
	等価所得3分割の%	20.2%	31.1%	23.8%	24.9%	100.0%

(Pearson の 2乗 $p < .001$)

その結果、年齢階層と同様に、等価所得と主観的健康状態にも線形的な関連が認められ、等価所得の高い者ほど主観的健康状態を「良い」と回答する傾向があることがわかった(Spearmanの相関: .102, $p < .001$)。

4.2.3 主観的健康状態と教育年数⁴

また、回答者本人の最終学歴を「新制中学校卒業以下水準」「新制高校卒業水準」「新制短大・大学卒業水準」に3分割し、主観的健康状態とのクロス表を作成すると下記のようになる(表5)。

(表5) 本人学歴年数と健康状態のクロス表

	健康状態4分割				合計	
	1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
本人学 歴年数 3分割	新制中学卒業水準以下 度数	894	1004	571	586	3055
	学歴年数の%	29.3%	32.9%	18.7%	19.2%	100.0%
	新制高校卒業水準 度数	1043	1779	1272	1428	5522
	学歴年数の%	18.9%	32.2%	23.0%	25.9%	100.0%
	新制短大・大学卒業水準以上 度数	565	1048	993	993	3599
	学歴年数の%	15.7%	29.1%	27.6%	27.6%	100.0%
合計	度数	2502	3831	2836	3007	12176
	学歴年数の%	20.5%	31.5%	23.3%	24.7%	100.0%

(Pearson の 2乗 $p < .001$)

ここでも年齢階層・等価所得と同様に、高学歴の者の方が自分の主観的健康状態を「良

⁴ 教育年数は本人の最終学歴によって次の通り3分した。新制中学卒業水準以下：旧制尋常小学校(国民学校を含む)、旧制高等小学校、新制中学校卒業 新制高校卒業水準：旧制中学校・高等女学校、旧制実業学校、新制高校卒業 新制短大・大学卒業以上：旧制師範学校、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校、旧制大学・旧制大学院、新制短大・高専、新制大学・大学院卒業。

い」と回答する傾向があった（Spearman の相関：.113， $p < .001$ ）。この結果は近藤らによる先行研究と一致する結果である（近藤 2005）。

4.2.4 主観的健康状態と婚姻状況・家族人数

さらに、回答者の婚姻状況・家族人数と主観的健康状態をクロスさせてみると、年齢や等価所得のように線形的な関係とは言い難いものの、両者に有意な関連が認められた（表 6、表 7）。

（表6）結婚状況と健康状態のクロス表

		健康状態4分割				合計	
		1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
結婚 状況	既婚・有配偶	度数	1802	2913	2111	2189	9015
		結婚状況 %	20.0%	32.3%	23.4%	24.3%	100.0%
	既婚・離死別	度数	413	443	308	313	1477
		結婚状況 %	28.0%	30.0%	20.9%	21.2%	100.0%
	未婚	度数	311	497	437	521	1766
		結婚状況 %	17.6%	28.1%	24.7%	29.5%	100.0%
合計	度数	2526	3853	2856	3023	12258	
	結婚状況 %	20.6%	31.4%	23.3%	24.7%	100.0%	

（表7）家族人数と健康状態のクロス表

		健康状態4分割(逆順)				合計	
		1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
家族 人数	1人	度数	258	247	209	223	937
		家族人数の %	27.5%	26.4%	22.3%	23.8%	100.0%
	2人	度数	770	957	664	649	3040
		家族人数の %	25.3%	31.5%	21.8%	21.3%	100.0%
	3人	度数	511	828	576	663	2578
		家族人数の %	19.8%	32.1%	22.3%	25.7%	100.0%
	4人	度数	446	858	652	681	2637
		家族人数の %	16.9%	32.5%	24.7%	25.8%	100.0%
	5人以上	度数	539	959	752	804	3054
		家族人数の %	17.6%	31.4%	24.6%	26.3%	100.0%
合計	度数	2524	3849	2853	3020	12246	
	家族人数の %	20.6%	31.4%	23.3%	24.7%	100.0%	

（表6、7ともPearson の 2乗 $p < .001$ ）

この結果からは、1~2人世帯の者や配偶者と離死別した者が健康状態を「悪い」と回答している傾向が見られ、逆に未婚者や3人以上の家族のいる者が健康状態を「良い」と回答する傾向があることがわかる。

4.2.5 主観的健康状態と就業状態

最後に、回答者の先週一週間の就業状態と主観的健康状態をクロスさせると次のような

結果が得られた（表8）。

(表8) 有職・無職と健康状態のクロス表

	健康状態4分割(逆順)				合計	
	1悪い、2 やや悪い	3普通	4やや良い	5良い		
先週一週間の就業状況	無職	度数 1358	1469	935	1000	4762
	有職有無の%	28.5%	30.8%	19.6%	21.0%	100.0%
	有職	度数 1145	2361	1897	1998	7401
	有職有無の%	15.5%	31.9%	25.6%	27.0%	100.0%
合計	度数	2503	3830	2832	2998	12163
	有職有無の%	20.6%	31.5%	23.3%	24.6%	100.0%

先述の「社会的選択・淘汰論」からすれば、この結果は健康状態の悪さが無職の状態を導いていることを示していると考えられるが、「物質主義論」「文化・行動論」からすれば、就業していない状況が不健康行動や低い全人的な健康状態評価として現れているとも解釈できる。いずれにせよここでは、有職の者ほど主観的健康状態を「良い」と回答する傾向が観察された（Spearmanの相関：-.141， $p < .001$ ）。

以上の分析から、既述の基本的な独立変数と主観的健康状態の間には、統計的に有意な関連（多くは線形的な関連）が認められることが分かった。しかし、個人の主観的健康状態は、年齢・性別カテゴリーごとに異なる因子から影響を受けている可能性がある。そこで以下では主観的健康状態を従属変数とし、既述の各独立変数を投入した順序ロジスティック回帰分析を行い、各年齢層・性別ごとに作用している因子の異同を分析する。

5. 順序ロジスティック回帰分析による分析

5.1 全年齢階層を対象とした分析

まず、全年齢階層を対象に、主観的健康状態を従属変数、年齢・等価所得・教育年数（最終学歴までの修業年数）・結婚状況（既婚者を基準としたダミー変数）・先週一週間の就業状況（有職を基準としたダミー変数）・家族人数の各変数を独立変数として、順序ロジスティック回帰分析を行った。またその際に、男女を統合した分析のほか、男性のみ、女性のみ分析も行った。その結果、以下のような結果が得られた（表9）。

分析結果からは、男女とも、年齢・等価所得・先週一週間の就業状況などが主観的健康状態に強い影響を与えていることが分かる。男女別に見てみると、男性が教育年数と健康状態の強い関連を見せているのに対し、女性の学歴との関連は相対的に小さいものであった。また男性のみ離死別が1%水準で有意となったが、この結果は離死別している者ほど健康状態を良いと回答していることを示しており、解釈が難しい（この問題については後述する）。さらに、家族人数は男女を統合した分析では強い関連が認められたが、女性だけを対象とした場合には5%水準での有意に留まっている。

表9 主観的健康状態と社会経済的地位(全年齢階層)(順序ロジスティック回帰分析)

	男女		男性		女性	
	B	Wald	B	Wald	B	Wald
年齢	-0.014	59.614 ***	-0.007	6.755 **	-0.014	31.576 ***
等価所得	0.001	30.560 ***	0.001	14.536 ***	0.000	9.201 **
教育年数	0.037	16.185 ***	0.046	15.665 ***	0.037	5.622 *
未婚	-0.111	1.963	0.060	0.302	-0.181	2.315
離死別 (現在既婚)	0.111	2.184	0.427	8.594 **	-0.066	0.516
無職 (有職)	-0.194	16.601 ***	-0.384	20.489 ***	-0.216	12.025 ***
家族人数	0.048	10.919 ***	0.054	7.096 **	0.044	4.196 *
N	7673		3787		3886	
2乗	321.917 ***		177.439 ***		169.138 ***	
Nagelkerke R2	0.043		0.048		0.045	

注：†p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

5.2 65歳未満を対象とした分析

上記の分析結果からは、等価所得・教育年数などの社会経済的地位が個人の主観的健康状態に作用していることが示唆される。しかし上記の分析では高齢者とそれ以外の世代が混在しているため、高齢者のサンプルが強く影響している可能性がある。そこで次に、65歳未満の人々を対象として、同様の分析を行った(表10)。

表10 主観的健康状態と社会経済的地位(65歳未満)(順序ロジスティック回帰分析)

	男女		男性		女性	
	B	Wald	B	Wald	B	Wald
年齢	-0.017	55.256 ***	-0.012	11.781 ***	-0.019	31.343 ***
等価所得	0.000	13.478 ***	0.000	4.964 *	0.000	4.185 *
教育年数	0.024	4.493 *	0.035	5.713 *	0.027	2.059
未婚	-0.201	5.696 *	-0.004	0.001	-0.332	6.569 *
離死別 (現在既婚)	0.028	0.075	0.258	1.667	-0.127	1.032
無職 (有職)	-0.162	8.363 **	-0.397	10.762 **	-0.223	10.333 **
家族人数	0.039	5.130 *	0.039	2.583	0.039	2.447
N	5775		2767		3008	
2乗	118.894 ***		59.839 ***		75.056 ***	
Nagelkerke R2	0.022		0.023		0.026	

注：†p<.10 *p<.05 **p<.01 ***p<.001

その結果、年齢の効果は依然として大きいものの、等価所得・教育年数・家族人数の有意水準が低下した。また、NagelkerkeのR2乗値も小さく、モデルの適合度が良くないことを示している。これは、比較的若い年齢層では、年齢という生物学的指標に比して、社会経済的地位と主観的健康状態の関連が弱いことを示唆しているものと思われる。一方で、女性に限っては「未婚」が新たに5%水準で有意となった。既婚女性に比して、65歳未満

の未婚女性は健康状態を「悪い」と回答していることになる。

5.3 65歳以上を対象とした分析

最後に、65歳以上の回答者のみを対象として、これまでと同様の分析を行った(表11)。その結果、全年齢階層・65歳未満を対象とした分析と比して、以下のように異なる結果が得られた。

表11 主観的健康状態と社会経済的地位(65歳以上)(順序ロジスティック回帰分析)

	男女		男性		女性	
	B	Wald	B	Wald	B	Wald
年齢	-0.026	9.799 **	-0.024	4.349 *	-0.026	4.019 *
等価所得	0.001	28.708 ***	0.001	18.459 ***	0.001	10.264 ***
教育年数	0.052	10.881 ***	0.058	8.685 **	0.050	3.226 †
未婚	1.023	9.889 **	0.475	0.618	1.132	8.328 **
離死別 (現在既婚)	0.223	3.980 *	0.597	7.726 **	0.027	0.036
無職 (有職)	-0.344	11.273 ***	-0.377	8.055 **	-0.369	4.416 *
家族人数	0.064	5.311 *	0.083	5.220 *	0.045	1.049
N	1898		1020		878	
2乗	122.610	***	85.760	***	46.418	***
Nagelkerke R2	0.066		0.085		0.054	

注：† $p < .10$ * $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

まず、65歳以上の高齢者では、相対的に年齢の効果が低下し、男女ともに等価所得との関連が強く見出された。また教育年数も、65歳未満を対象とした場合に比して強い関連を示しており、とくに男性では教育年数が長い回答者ほど健康状態を良いと回答していることが分かった。これらのことは、高齢者においては生物学的な加齢に比して、社会経済的地位が主観的健康観と強い関連を有していることを示唆するものと思われる。

また結婚状況に関しては、男性では「離死別」が、女性では「未婚」がそれぞれ既婚者に比して健康状態を「良い」と回答していることが分かる。全年齢階層を対象とした箇所でも述べたとおりこの結果は解釈が難しいが、離死別・未婚者の中でも特に健康な人が今回の回答者に多く含まれていた可能性がある。なぜなら健康状態の悪い(もしくは既に亡くなっている)離死別・未婚の高齢者は、回答者から除外されている可能性があるからだ。一般的な高齢者において、結婚状況が主観的健康状態に与える影響を調査するには、例えばパネルデータ等を用いた調査研究を待たねばならない。

一方で、就業状況・家族人数に関しては、その他の年齢階層と比してとくに大きな関連は認められなかった。

6 . 結論と考察

以上の分析が、健康と社会経済的地位に関する基礎的な考察であることを断った上で、本稿で見出された傾向を要約すれば次のようになる。

第一に、生物学的年齢は、いずれの年齢階層・性別においても主観的健康状態と大きな関連が認められた（年齢が高いほど健康状態を「悪い」と回答）。ただし、65歳以上を対象とした分析においては、その効果は比較的小さなものに留まった。このことは、若年層においては社会経済的地位よりも生物学的加齢の方が主観的健康評価に影響を与えやすく、高齢者においては社会経済的地位が健康評価に影響を与えやすいことを示唆しているものと思われる。

第二に、等価所得は65歳以上の男女を対象とした場合に大きな効果を示していたが（所得が高いほど健康状態を「良い」と回答）、65歳未満の若年層を対象とした場合には相対的に小さな効果に留まった。また、教育年数は総じて女性よりも男性の主観的健康状態と強い関連を示しており（教育年数が長い男性ほど健康状態を「良い」と回答）、若年層よりも高齢者においてその影響が強かった。これらを第一の観点と併せて考えれば、高齢になるにしたがって、等価所得・学歴といった社会経済的地位が主観的健康状態に大きな影響を及ぼしてくる可能性が示唆される。

第三に、結婚状況に関しては、配偶者と離死別した高齢者男性、未婚の高齢者女性が健康状態を「良い」と回答する傾向がある一方で、65歳未満の未婚女性は健康状態を「悪い」と回答する傾向が見られた。またいずれの分析でも就業していないことは健康状態を「悪い」と回答することと有意な関連が認められたが、これらの結果をJGSSのような一時点の調査から解釈することは難しく、今後の研究蓄積が必要である。

最後に、家族人数が多いことは、高齢者男性と全年齢階層の男女において健康状態を「良い」と回答することと関連が認められた。

以上の分析結果から、諸個人の主観的健康状態と社会経済的地位には、年齢をコントロールした上でも有意な関連が認められることが示された。また両者には、年齢階層や性別によって、異なる関連の仕方が認められることが分かった。今後は既述のような調査・分析手法の洗練とともに、近年注目されているソーシャル・キャピタル論なども踏まえつつ、主観的健康状態と社会経済的地位を連結する理論モデルの構築が期待される。

謝辞

〔二次分析〕に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから「日本版 General Social Surveys (JGSS) 2000～2003年調査」(大阪商業大学比較地域研究所、東京大学社会科学研究所)の個票データの提供を受けました。ここに御礼申し上げます。

参考文献

- 早坂裕子 2001a 「1990年代の日本および欧米における健康の格差・不平等と社会経済的要因」『新潟青陵大学紀要』1: 11-37 .
- 2001b 「健康・病気の社会的格差」山崎喜比古編『健康と医療の社会学』東京大学出版会 .
- 藤原佳典・北徹・谷口力夫・高林幸司・星旦二 1999 「東京都特別区における死亡状況の年齢階級別格差と地域格差の関連」『総合都市研究』70: 155-70 .
- 藤澤由和 2005 「ソーシャル・キャピタルと主観的健康の関連性」『社会経済的因子による「健康における不平等」の研究』平成 14～16 年度科学研究費補助金(基盤研究(B)(2))研究成果報告書: 271-6 .
- Idler E. L. & Benyamini Y., 1997, "Self-Rated Health and Mortality: A Review of Twenty-Seven Community Studies" *Journal of Health and Social Behavior*38: 21-37.
- Kawachi, Ichiro & Kennedy, Bruce P., 2002, *The Health of Nations: Why Inequality is Harmful to Your Health*, The New Press. (= 西信雄・高尾総司・中山健夫監訳 2004 『不平等が健康を損なう』日本評論社.)
- 近藤克則 2005 『健康格差社会 何が心と健康を蝕むのか』医学書院 .
- 近藤克則・平井寛・吉井清子他 2005 「日本の高齢者 介護予防に向けた社会疫学の大規模調査」『公衆衛生』69(1)～(12) .
- 中田知生 1999 「社会階層・健康・加齢 その理論と実証」『北星学園大学社会福祉学部北星論集』36: 15-46 .
- Peter Townsend & Nick Davidson(eds.), 1982, *Inequalities in health: the Black report*, Penguin Books.
- 佐藤由美他 2002 「農村地域における成人の健康状態(その1)」『群馬保健学紀要』23: 1-8 .
- Wilkinson, Richard G., 1996, *Unhealthy Societies: The Affliction of Inequality*, London: Routledge.
- , 1997, "Health Inequalities: Relative or Absolute Material Standards?" *British Medical Journal* 314:591-5.
- 山崎喜比古 1989 『都市化と寿命の関係に関する研究 東京都と大阪府の比較を中心に』(財)地域社会研究所報告書 .
- 1997 「日本における健康の社会的格差・不平等と形成要因に関する研究」平成 6 年度～平成 8 年度科学研究費補助金(基盤研究(B)(2))研究成果報告書 .
- 2001 「健康と医療の社会学の対象」山崎喜比古編『健康と医療の社会学』東京大学出版会 .

第5章 ウォーキングの増加とスポーツ実践の個人化

新 雅史・中澤 篤史

1. 本論の課題

近年、チームスポーツが凋落し、その一方でウォーキングが急激に増加している。内閣府大臣官房政府広報室の「体力・スポーツに関する世論調査」のデータから、その傾向を確認しておこう(表1)。チームスポーツとして取りあげたのは、第1回調査から2004年まで比較可能な「野球」「ソフトボール」「バレーボール」である¹。この表によれば、調査開始時点でいずれも10%前後あったチームスポーツの実施率が、2004年時点で3%前後に落ち込んでいる。他方、2004年時点で種目別実施率首位にあるのは「ウォーキング」だ。ウォーキング実施率は、1979年の13.2%から上がりつづけ、2004年時点で37.2%と、調査開始時点の3倍近くにまで上昇している。

表1 種目別スポーツ実施率の変化

	1979年 (N=2470)	1982年 (N=2448)	1985年 (N=2463)	1988年 (N=2339)	1991年 (N=2310)	1994年 (N=2211)	1997年 (N=2212)	2000年 (N=2095)	2004年 (N=2109)
野 球	10.0%	8.9%	5.6%	5.4%	4.1%	4.2%	3.8%	3.7%	3.5%
ソフトボール	10.6%	13.6%	9.9%	9.1%	5.8%	6.0%	4.2%	3.4%	2.5%
バレーボール	9.7%	8.3%	7.6%	6.1%	4.1%	3.5%	3.4%	2.6%	3.0%
ウォーキング (種目別順位)	13.2% (4位)	11.1% (7位)	9.6% (7位)	14.2% (3位)	21.4% (2位)	24.3% (1位)	31.8% (1位)	33.8% (1位)	37.2% (1位)

内閣府政府広報室「体力・スポーツに関する世論調査」

調査時点では「歩け歩け運動」という名称であるが、「ウォーキング」に該当すると見なした。

本稿では、チームスポーツの凋落とウォーキングのような個人スポーツが増加する事態を、「スポーツ実践の個人化」と呼ぶことにしたいが、この名称はいうまでもなく昨今の社会学において議論されている「個人化」の議論からヒントを得たものである。

個人化する概念は、ウルリッヒ・ベックやシグムント・バウマンらが提出したものであるが、ここでいう個人化とは、近代化にともなう人びとのアトム化とは質を異にしている。近代化にともなうアトム化とは、産業資本主義の進展が、人びとを以前の紐帯から切り離れた事態を指していた。だが、福祉国家やフォードイズム以降の企業は、個々バラバラに

¹ 近年、プロスポーツ化したことで実施率上昇が予想される「サッカー」は1994年調査から独立したカテゴリーが用意されている。しかし、その実施率は1994年で1.4%、1997年で1.4%、2000年で1.5%、2004年で1.9%と確かに上昇傾向はあるが、数字自体は大きくないため、「チームスポーツの衰退」という本稿の推論を覆すほどではないと考えられる。

なった人びとを、家族や企業、国家という共同性にふたたび埋め込んだ。たとえば日本企業のそうした擬制的な共同体を、間宏は経営家族主義と名付けたが（間 1964 1984）、企業の内部でこうした共同性を維持しえたのは、当時の労働者が同質の存在 おなじような低賃金・生活スタイル と想定されていたからであった。

しかしポスト工業社会では、サービス産業などにおける非正規雇用の拡大などで、おなじ労働者といっても利害が一致しないことがふえた。国家や企業は、人びとを同質の存在と見なさず、^{バターナリスティック}温情主義的に一元管理しなくなった。家族も再生産装置としての機能を弱めた。つまり個々人が責任主体となって、みずからの身体/労働力を管理し、維持し、開発することになったのである。このような近年の社会変動を、ベックらは近代化にともなうアトム化と区別して、個人化と呼んだ。（Beck 1986）（Bauman 2000）（武川 2004）

こうしたベックらの個人化の議論は、人びとのスポーツ実践の変化を理解するに都合がよい。実際、チームスポーツは労働者のレクリエーションとして発展した歴史をもっている。バレーボールなどYMCA出自のチームスポーツ²⁾は、フォードイズム生産様式の発展とともにグローバルな規模で広がった。その広がりは、チームスポーツが労働者の身体をレクリエーション

再創造し、職場の紐帯をたかめると認識されたがゆえであった。（新 2004）こうしたチームスポーツの歴史的経緯を踏まえるならば、昨今の企業スポーツ³⁾の凋落は、チームスポーツの衰退を仄めかず出来事だと理解することができる。

いったんここで近年のスポーツ実践の変化をここで簡単にまとめると、次のようになる。すなわち、企業や国家が集合的なスポーツ実践でもって人びとの身体を改善しようとした時代から、人びとはジムや屋外でもって個別に身体をフィットネスする時代へと移行しているのではないか。だとすると取り組むべき課題は、そうしたスポーツ実践の個人化の主な担い手が誰かということになる。それは、個別にみずからの労働力を管理しなければならない上層のホワイトカラーなのか、それとも別の階層によって担われているのか。以上の問題意識を、スポーツ実践と社会階層との相関から紐解いていきたい。

2. 先行研究の検討

この節では、本論の課題に関連する先行研究を検討する。

スポーツ実践の計量的把握は、内閣府大臣官房政府広報室（旧内閣総理大臣官房広報室）

²⁾ YMCA（キリスト教青年会）はバレーボールやバスケットボールといったチームスポーツを発明したが、それは労働者が無尽蔵の「環境」でなくなり、その身体管理が危惧されるなかから生み出されたものであった。YMCAにとって、チームスポーツとは労働者を上から規律訓練するのではなく、労働者が使用者と協同（チーム）意識をもつものとして位置づけられていた。YMCAは、チームでおこなうレクリエーションの効用を信じて、バレーボールを「発明」した。（新 2005）

³⁾ 企業スポーツの議論は、日本の競技スポーツを支えてきた企業スポーツクラブの凋落をめぐる議論が大半であった。本稿は、企業スポーツなる言葉を、労働者のレクリエーションを含みこむ概念として使用している。

による「体力・スポーツに関する世論調査」や笹川スポーツ財団による隔年の「スポーツライフ調査」(SSF 調査)が主たるものとしてあった。ただ、これらの調査は、スポーツ実践の頻度やどういった種目を実践しているかに重きを置くものであり、スポーツ実践を社会的に把握するために必要な質問文　たとえば学歴、年収、階層帰属意識といった社会階層を把握するための質問文　に欠けていた。

ただし、スポーツ実践を社会階層との相関から捉え返そうとした調査研究が皆無だったわけではない。たとえば、全国調査ではないものの、1960年代なかばにおこなわれた竹之下休蔵らによる調査研究(スポーツ人口調査研究委員会編 1962)(Takenoshita 1964)や1980年代後半におこなわれた丸山富雄らによる研究(丸山・菅原・日下 1987)(丸山・日下 1988)が存在してはいた。しかしそれ以降、スポーツ実践と社会階層の相関を把握する試みは、20年あまりにわたっておこなわれてこなかった。

ここで、かれらの論旨を整理しておく。竹之下(1964)は、スポーツ実施率を性、年齢、結婚、教育程度、職業、産業形態、職場規模などとの相関から記述しようとした。一方、丸山ら(1988)は、スポーツを一枚岩としてあつかわず、スポーツをその特性・形態から「体操群」「球技群」「ダンス群」「施設運動群」「野外スポーツ群」「競技的スポーツ群」に分け、それぞれの実施者の特徴を、職業威信、学歴、所得、生活様式によって構成された「階層クラスター」でもって記述しようとした。

しかし、そこでのかれらの論考はスポーツ実践と社会階層の相関を記述するのみで、それが何を意味するかについて述べなかった。かれらがこのような記述に終始したのは、そこでの問題関心が「スポーツの大衆化」であったからである。つまり、「スポーツの大衆化」の障壁であるスポーツ実施の階層的へだたりを示せば、かれらの役割は果たされたというわけである。しかし、ブルデューが言うように、独立変数と従属変数とのあいだの相関がどういう意味を有しているかは、それら個々の変数が何を指し示しているかを明確にするなかでしか理解できない(Bourdieu 1979: 29-30)。たしかに丸山らは、スポーツ種目を複数に分類した。だが、その分類は、たんにスポーツを細かくカテゴリー化するという意味以上のものがない。わたしたちは、スポーツ実践の個人化という社会変動を設定した上で、スポーツ実施と社会階層との相関関係のもつ意味を解釈したいと考える。

本論では、以上の問題意識から、JGSS のデータセットを用い、社会階層との相関からスポーツ実践を計量的に分析したい。

3 . データと方法

JGSSのデータセットを使うメリットは、以下の2点に求められよう。第1に、総合型社会調査のため、社会階層変数や他の文化実践変数が豊富に組み込まれており、スポーツ実践の社会的位置がそうした社会階層変数との相関から立体的に把握できることである。同様の調査に、SSM(社会階層と社会移動)調査があるが、そこでの質問文は「スキー・テニ

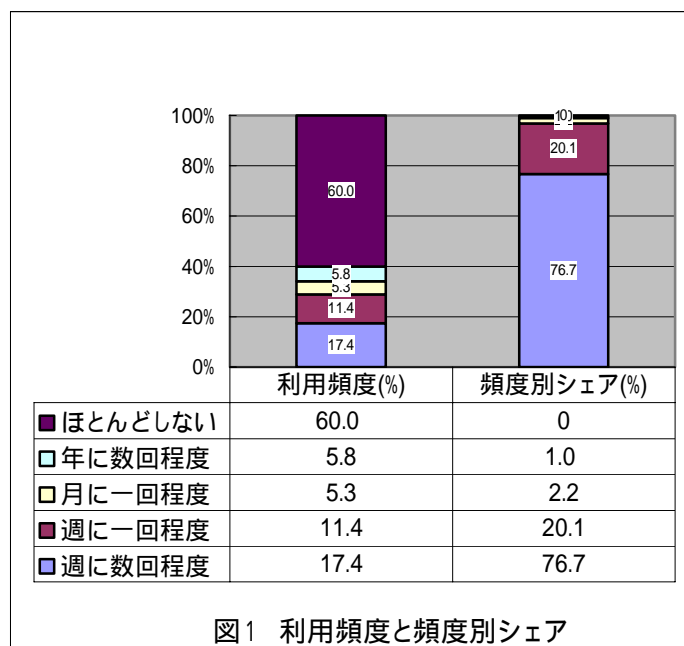
ス・ゴルフ」の実施についてであり、スポーツ実践の総体について訊いていない。第2に、JGSSは国際比較の可能性が担保されていることである⁴。本稿では国際比較までおこなうことはできなかったが、そうした可能性が担保されていることは重要だと考える。

具体的な分析対象は、JGSSの2002年および2003年A票データを用いる。全有効サンプル4910名のうち、スポーツ実施頻度にかんする質問に回答した4876名を分析する。サンプル構成は表2の通りである。

表2 サンプル構成(人)

	20代	30代	40代	50代	60代	70歳以上	全体
男性	275	300	337	489	459	358	2218
女性	277	409	464	530	499	479	2658
合計	522	709	801	1019	958	837	4876

スポーツ実施頻度の分布状況(N=4876)は図1のとおりである。「週に数回以上」は17.4%、「週に一回程度」は11.4%、「月に一回程度」は5.3%、「年に数回程度」は5.8%、「ほとんどしない」は60.0%。スポーツをする/しないの区別でみると、年に数回程度～週に数回以上と答えた「する群」は40.0%、ほとんどしないと答えた「しない群」は60.0%となっている。さらに年間述べ実施状況を推定するため「頻度別シェア」(米澤, 2000)を算定した。それぞれが占める割合は「週に数回以上」が76.7%、「週に一回程度」が20.1%、「月に一回程度」が2.2%、「年に数回程度」が1.0%、「ほとんどしない」が0%であり、高頻度な実施者が、年間の述べ実施者総数の大部分を占めていることがわかった。



頻度別シェアは「週に数回程度」は年に130回(2.5回×52週)、「週に一回程度」は年52回、「月に一回程度」は年12回、「年に数回程度」は年5回、「ほとんどしない」は年0回として算出。参考にした米澤[2000]とは、頻度を聞いた質問項目に違いがあるために算出方法に若干の違いがある。

⁴ たとえば、アメリカのGSSではスポーツ実践の質問文が1993年の調査に存在している。また、JGSSはさらに、各国の総合社会調査にスポーツ実践の質問文が含まれるよう、国際的に働きかける必要がある。

4 . スポーツ実践と社会階層

本節では、個人スポーツ実践者の社会階層の把握を試みる準備として、スポーツ実施を社会階層的に把握することを目指す。以下では、分析モデルおよび変数の設定について述べ、実際の分析に入る。

スポーツ実施と社会階層の関係把握を目指すため、二項ロジスティック分析モデルによる回帰分析（強制投入法）をおこなった。従属変数には、スポーツ実施頻度が「年に数回」から「週に数回」を実施群 = 1、「ほとんどしない」を非実施群 = 0 と割り当てたダミー変数を作成した。独立変数は、性別（男性 = 1、女性 = 0）、年代（20代を基礎に各年代をダミー化）、職種（事務を基礎としてダミー化）⁵、世帯年収（450万円～650万円を基礎としてダミー化）⁶、教育年数（量的変数）⁷、を作成した。

結果は表3のとおりである。

ここからスポーツ実施者の社会階層的な特徴がわかる。性別については、女性よりも男性の方が多い。年代については、20代に比べて30代でわずかに少なくなるものの、他の年代ではおおきな変化がない。職種については、事務に比べて主婦が実施し、販売・熟練・半熟練・農業が実施しない。世帯年収については、年収が多いほど実施する。教育年数については、年数が多いほど実施する。

⁵ 職種変数は、次のように作成した。有職者にかんしては、SSM調査の職業8分類を用いて「専門」「管理」「事務」「販売」「熟練」「半熟練」「非熟練」「農業」に分けた。さらに無職者にかんしては、2つのカテゴリー——不就業の理由を「主に家事をしている」と答えた女性を「主婦」、残りを「無職」——に分類した。

⁶ 世帯年収変数は、約20%タイルで世帯年収を分割して作成した。

⁷ 教育年数（単位は年）は、新旧学校教育制度の差異、学校間格差などの問題はあるが、尾嶋史章[1988]、Ishida Hiroshi [1993]を参照し、最終卒業学校から次のように算出した。旧制尋常小（6年）、旧制高等小（8年）、旧制中学校・旧制高等女学校・旧制実業高校・旧制師範学校（11年）、旧制高校・旧制専門学校・高等師範学校（14年）、旧制大学・旧制大学院（16年）、新制中学校（9年）、新制高校（12年）、新制短大・高専（14年）、新制大学（16年）、新制大学院（18年）、学歴なし（0年）。最後に通った学校を「卒業」と回答した者には上記の数字を、「中退」あるいは「在学中」と回答した者には新旧それぞれの学校教育制度のなかで1つ下のカテゴリーへと割り振った。さらに、最後に通った学校が「無回答」および「わからない」と答えた者、および卒業/中退/在学中の別が無回答だった者は除外した。なお、教育年数は従属変数とのクロス表を見るかぎり両者には線形傾向が見られるため、量的変数として用いることとした。

表3 スポーツ実践と社会階層

二項ロジスティック回帰分析：従属変数 = スポーツ実施 / 非実施

独立変数	推定係数
性別 (男性)	0.469***
年代 (20代)	
30代	-0.363*
40代	-0.212
50代	-0.043
60代	0.198
70代以上	0.069
職種 (事務)	
専門	0.018
管理	0.358
販売	-0.387*
熟練	-0.487**
半熟練	-0.488**
非熟練	-0.157
農業	-0.805**
主婦	0.234+
無職	-0.021
世帯年収 (450万円以上 650万円未満)	
250万円未満	-0.315*
250万円以上 450万円未満	-0.143
650万円以上 850万円未満	0.210+
850万円以上	0.226+
教育年数	0.118***
定数	-1.857***
N	3217
-2 対数尤度	4149.67
2 乗	216.57***
Nagelkerke R 二乗	0.088

*** p<.001 , ** p<.01 , * p<.05 , + p<.10

5 . 個人スポーツ / チームスポーツ実践と社会階層

前節では、スポーツ実施者の社会階層的特徴を記述しておいた。では次に、そのスポーツ実施者のなかでの差異の検討に移ろう。本節では、スポーツ実践の個人化の担い手の特徴を社会階層的に把握するため、まずスポーツを個人スポーツ / チームスポーツに分類し、それぞれの実施者がいかなる特徴をもっているかを明らかにする⁸。以下では、分析モデルおよび変数の設定について述べる。

まずスポーツの分類であるが、スポーツ実践者の回答した種目から個人スポーツ / チームスポーツに分けた。

本稿では、個人スポーツを「個人単位での実践が十分に可能であり、かつ個人でおこなわれるのが一般的である種目」と定義する⁹。具体的には「歩く」「ウォーキング」「エアロビクス」「筋力トレーニング」「サイクリング」「散策・散歩」「自転車」「ジョギング」「水泳」「ジム・スポーツクラブ」「水中ウォーキング・アクアビクス」「太極拳」「体操・ストレッチ」「プール」「ヨガ」「ランニング」である (N=1114)。

一方、チームスポーツを「チーム単位でのみ実践が可能な種目」と定義する。具体的には「サッカー」「ソフトバレー」「バスケットボール」「バレーボール」「ミニバレー」「野球」「ラグビー」である (N=231)。

つづいて、個人スポーツ / チームスポーツの区別を従属変数として、前節とおなじように二項ロジスティック分析モデルによる回帰分析 (強制投入法) をおこなった。独立変数は、前節とすべておなじに設定した。

結果を表4に示す。

ここからチームスポーツ実施者に対して個人スポーツ実施者が、どのような社会階層敵特徴を有しているのかがわかる。性別については、男性よりも女性が、個人スポーツを実施する。年代については、20代に比べて40代、50代、60代、70代以上でそれぞれプラスに有意な差が見られ、かつその関係の強さも順に大きくなっている。つまり年齢が高くなるほど個人スポーツを実施している。職種については、事務に比べて熟練・農業がスポーツを実施していないが、それ以外の職業では有意な差が見られない。世帯年収については、850万円以上の層で個人スポーツを実施している。教育年数については、年数が多いほど個人スポーツを実施する。すなわち、個人スポーツ実施者は、女性、高年層、世帯年収の多い人、教育年数の長い人という特徴を持っている。

⁸ JGSSの質問文では、実施スポーツ種目を1種目のみ回答されており、その種目に応じて個人スポーツ実践者とチームスポーツ実践者に分類した。

⁹ ここで述べた個人スポーツは、健康目的におこなわれる、いわゆるエクササイズやフィットネスに対応している。なお個人スポーツ / チームスポーツに分類不能と判断したゴルフや格闘技、ハイキングといった種目は、分析対象から除外することにした。

表 4 個人スポーツ実施と社会階層

二項ロジスティック回帰分析：従属変数 = 個人スポーツ / 集団スポーツ

独立変数	推定係数
性別 (男性)	-1.017***
年代 (20代)	
30代	0.219
40代	0.896**
50代	2.553***
60代	2.992***
70代以上	4.229***
職種 (事務)	
専門	0.043
管理	-0.015
販売	-0.423
熟練	-0.641+
半熟練	-0.248
非熟練	0.082
農業	-1.786**
主婦	0.535
無職	0.464
世帯年収 (450万円以上 650万円未満)	
250万円未満	0.012
250万円以上 450万円未満	-0.155
650万円以上 850万円未満	-0.074
850万円以上	0.652*
教育年数	0.127*
定数	-0.918
N	918
-2 対数尤度	586.48
2 乗	224.46***
Nagelkerke R 二乗	0.370

*** p<.001 , ** p<.01 , * p<.05 , + p<.10

6 . 考察

6.1 まとめ

これまで、スポーツ実践の個人化の担い手の特徴を、社会階層の視点から明らかにするべく、スポーツ実践の計量分析をおこなってきた。

前節で分析したチームスポーツ実施者に対する個人スポーツ実施者の社会階層的な特徴のなかで注目したいのは、それが高齢女性であったという点である¹⁰。スポーツ全体では年代にかかわらず男性が実践していたが、スポーツ実践の差異に注目すると、個人スポーツを実践しているのは、高齢者であり、女性であった。

ここで、ひとつの疑問が出てくる。それは、高齢者の増加が、個人スポーツのシェアを増加させているのではないか、という疑問である。高齢者が、もともと個人スポーツをおこなう傾向にあったかは、現在の資料ではあきらかにすることができない。ただ、ひとつ言えるのは、以前の高齢者は今のようにスポーツをおこなっていなかったことだ。『体力・スポーツに関する世論調査』によれば、60歳から69歳の女性のスポーツ実施率は、1985年の33.1%から2004年の62.2%と、25年間でおおよそ2倍に上昇している。高齢化が個人スポーツの増加をもたらしたのではない。現代の高齢者が個人スポーツをプレーしているのだ。

では、現代の高齢者は、なぜウォーキングをはじめとした個人スポーツを実践するようになったのか。その説明のひとつとして、健康管理を挙げることができるかもしれない。だが健康管理と個人スポーツ実施を、安易に一対一に対応してはならない。1節で述べたように、これまでのスポーツは、学校、企業、国家が集合的におこなわせることが多かった。だからこそスポーツは、社会政策のひとつとして流通していたのだ。だが、現在おこなわれているスポーツ実践は、体型の維持のため、長生きのため、寝たきりとならないため、という個別の要請にしたがったものとなりつつある。スポーツは、^{バタナリスティック}温情主義的なプログラムといった側面を弱め、個々人が思いのまま、身体を管理するためのツールとなりつつある。学校や企業といった組織に属さない高齢者が、スポーツをおこない始めたのは、そうしたスポーツの変容と密接につながっている。

¹⁰ ただしここで注意すべきは、個人スポーツを実践しているからといって、ひとりで個人スポーツを実践しているとは限らないことである。新雅史らが横浜市の公共スポーツ施設の利用実態を分析したところ、筋力トレーニング、エアロビクス、太極拳、水泳といったフィットネスの女性利用者のおおよそ半数が、家族や友人同士とともにおこなっていた。その一方、男性はおおよそ4人に3人が、個人でフィットネスに励んでいた。つまり女性たちは自らの身体を友人らとのコミュニケーションツールとみなすのにたいして、男性たちは孤独に（またはナルシスティックに）身体を磨きあげる傾向にある。（新・澤井・中澤・横田・間野, 2005）たしかに個人スポーツにおいても、女性たちはその活動を梃子にして「女縁」（上野他, 1988）を築き上げているが、やはり見過ごしてはならないのは、男性たちが個人スポーツを個別に実践していることであろう。こうした個人スポーツの実践をつうじた社会的ネットワークの詳細にかんしては今後の課題としたい。

6.2 スポーツ実践の今後の行方

スポーツ実践の個人化を進展させたと考えられる社会的背景について、二点ほど指摘しておこう。まず挙げられるのが、職場におけるスポーツ環境の悪化である。バブル以降の日本企業は、人員削減や業務の縮小だけでなく、有利子負債を減らすために、グラウンドや保養所、社宅といった福利厚生施設を大量に売却していった。『体育・スポーツ施設現況調査報告』によると、職場におけるスポーツ施設は、1985年の29,332箇所から2002年の8,286箇所へと大幅に減少している。つまり企業スポーツの凋落とは、トップクラスのスポーツ選手を抱え込む企業スポーツクラブが減少していくプロセスであったとともに、一般の労働者が気軽にスポーツをおこないうる環境が消失していくプロセスでもあった。従来まで、職場のスポーツ施設で共同的なスポーツ実践がこれまでおこなわれていたのだとしたら、その減少はスポーツ実践を個人化させたのではないかと推測できる。

しかし、職場におけるスポーツ施設の減少以外にも、スポーツ実践の個人化を促進させる事態が生じている。

そのひとつが「小さな政府」という謳い文句のもと推し進められている指定管理者制度（2003年）の導入である。この制度の導入によって、各地で公共スポーツ施設運営が民営化している。そこでの論理は、^{プライベート・セクター}私的機関の運営がリーズナブルでサービスに満ちあふれたスポーツ空間の提供を可能にするというものである。

ここでは私的機関が運営することが実際にリーズナブルになるかどうかは問わないでおこう。それよりもここで問題にしたいのは、私的営利組織が公的スポーツ施設の運営に乗り出すならば、個人中心のフィットネスプログラムが大幅に導入される蓋然性が高く、かつ私的営利施設の運営によって、身体開発に興味をい多く人びとの参加を促し、満足度を高めると推測できる点である。スポーツ実践の個人化は、高齢者をこえた、幅広い階層に広がる可能性が出てきている。そこで見落とされる可能性があるのは、これまで職場や地域の共同性を媒介してきた集会的なスポーツ実践であるだろう。

こうしたスポーツ実践の個人化という事態を前にして、わたしたちがおこなうべき研究はいかなるものが考えられようか。そのひとつは、これまでのチームスポーツの実践が人びとの紐帯をいかに高めていたか、そして現在のスポーツ実践の個人化がそれまでの紐帯をどのように変容させているのか、であるように思われる。この問いは、近年盛んとなっているソーシャル・キャピタル（社会関係資本）の研究　たとえば社会関係が身体的・精神的健康状態にいかなる影響をおよぼしているか　とも接点をもつことだろう（Lin 2001）（原田・杉澤・浅川・斉藤 2005）。スポーツという実践は、既存の社会関係にいかなる影響を及ぼし、新しい社会関係を生みだしているのか。わたしたちがスポーツ空間の変容を前にして直面しているのは、そうした古くて新しい問題である。

最後に、本研究の限界と今後の課題を述べておきたい。第1の限界は、スポーツ実践と社会階層の相関が歴史的にいかに変容したかを十分に分析できなかった点である。過去に

おこなわれた調査の二次分析などをとおして、近い将来に分析できればと考えている。

第 2 に、国際比較が求められる。日本において見られたスポーツ実践の個人化は、グローバルな規模で共通しているのか。この点は、スポーツとレクリエーションとのあいだの関係を考えるうえでの重要な知見を、わたしたちにもたらしてくれるだろう。

謝辞

本論文の執筆に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから日本版 General Social Surveys (大阪商業大学比較地域研究所・東京大学社会科学研究所) の個票データの提供を受けました。記して謝意を表します。

参考文献

- 新雅史, 2004, 「企業スポーツの歴史社会学 「東洋の魔女」を中心に」『ソシオロゴス』 28: 135-151 .
- 新雅史・澤井和彦・中澤篤史・横田匡俊・間野義之, 2005, 「公共スポーツ施設利用者に関する調査研究(3) スポーツ実践とジェンダー」日本スポーツ社会学会 2004 年度大会報告原稿 .
- Bauman, Zygmunt, 1998, “Postmodern Adventures of Life and Death”, in G. Scambler and P. Higgs eds., *Modernity, Medicine and Health: Medical Sociology Towards 2000*. London and New York: Routledge: 216-231.
- Bauman, Zygmunt, 2000, *Liquid Modernity*. Polity Press. (= 2001, 森田典正訳『リキッド・モダニティ 液状化する社会』大月書店.)
- Beck, Ulrich, 1986, *Risikogesellschaft: Auf dem Weg in eine andere Moderne*, Suhrkamp Verlag. (= 1998, 東廉・伊藤美登里訳『危険社会 新しい近代への道』法政大学出版局.)
- Bourdieu, Pierre, 1979, *La Distinction: Critique Sociale du Jugement*. Minuit. (= 1989, 石井洋二郎訳, 『ディスタクシオン』新評論.)
- 原田謙・杉澤秀博・浅川達人・斉藤民, 2005, 「大都市部における後期高齢者の社会的ネットワークと精神的健康」『社会学評論』220: 434-448 .
- 間宏, [1964] 1984, 『日本労務管理史研究 経営家族主義の形成と展開』御茶の水書房 .
- Ishida, Hiroshi, 1993, *Social mobility in contemporary Japan : educational credentials, class and the labour market in a cross-national perspective*, London : Macmillan in association with St. Antony's College, Oxford.
- Lin, N., 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*, New York: Cambridge University Press.
- 丸山富雄・菅原禮・日下裕弘, 1987, 「スポーツ参加者の階層構造に関する研究」『仙台大学

紀要』18: 11-23 .

丸山富雄・日下裕弘 ,1988 「一般成人のスポーツ参与と社会階層」『仙台大学紀要』20: 19-36 .

文部科学省スポーツ・青少年局生涯スポーツ課編 ,1969-2002 ,『体育・スポーツ施設現況調査報告』 .

内閣府大臣官房政府広報室編 ,1979-2004 ,『体力・スポーツに関する世論調査』 .

尾嶋史章 ,1988 「教育機会へのアクセスに関する趨勢分析」『1985 年社会階層と社会移動全国調査報告書第 3 巻 教育と社会移動』1985 年社会階層と社会移動全国調査委員会 , 41-86 .

笹川スポーツ財団 ,1993-2004 ,『スポーツライフ・データ』 .

武川正吾 ,2004 「福祉国家と個人化」『社会学評論』216: 322-340 .

スポーツ人口調査研究委員会編 ,1962 ,『わが国におけるスポーツ人口の構造とその変動についての研究 文部省科学(総合)研究費による調査』東京教育大学体育学部体育社会学研究室 .

Takenoshita, Kyuzo, 1964, "Social Factors Affecting Sports Participation", *Research Journal of Physical Education*, 7(4): 10-20.

上野千鶴子・電通ネットワーク研究会 ,1988 ,『「女縁」が世の中を変える 脱専業主婦(えんじょいすと)のネットワーキング』日本経済新聞社 .

米澤彰純 ,2000 「市場に立脚する正統文化 クラシック・コンサートに集う人々」今田高俊編『日本の階層システム5 社会階層のポストモダン』東京大学出版会 , 221-54 .

第6章 英語学習意欲の規定要因 ハビトゥス論と界の理論の視点から

渡辺 彰規

1. はじめに

外来語受容が社会問題化して久しい。ここで問題だとみなされているのは、外来語の理解力や理解への意志によって、社会生活を送る上で必要となる諸種の情報へのアクセスが困難となりうる事態である。この事態をうけて、すでに、国立国語研究所「外来語」委員会は、外来語についての意識調査を二度行い(国立国語研究所「外来語」委員会 2004, 2005) それらの調査を踏まえた上で、外来語の日本語への言い換えを提言するなどの具体的な活動を行ってきている。

しかし、この言い換えの提言も、我々の生活に根付く可能性がなければ、空しい対症療法に過ぎないともいえる。そうならないためには、外来語の受容に困難を感じそれらを拒絶する人々がいる一方で、諸々の理由からそれら外来語を積極的に受容しようとする意志する人々もいるという正反対の受容態度を生み出す構造についての分析を行わなくてはならない。本稿は、外来語のなかでもとりわけ中心的な役割を占めている英語を対象として、この課題を果たすことを試みる。

さて、今述べた、外来語に対する正反対の受容態度については、すでに幾つかの調査のなかで明らかにされている。例えば先にも引いた「外来語に関する意識調査」(国立国語研究所「外来語」委員会 2005)によれば、「あなたは新しい外来語や略語を学ぶ機会が欲しいと思いますか」という問いに対して、31.8%が「そう思う」と意欲をみせ、59.3%が「そうは思わない」と拒否を示している。本稿が参照する JGSS-2003 の調査においても、「今後、英語を学習するつもりか」という問いに対して、「積極的に学習するつもり」「機会があれば学習したい」「仕方なく学習する」と意欲をみせた人は総計で 31.2% (610 名) 反対に、「学習するつもりはない」と拒否を示した人は、全体の 68.6% (1,342 名)であった。結局、大まかには、外来語もしくは英語の学習意欲についていえば、「意欲する層が 3 割程度、拒否する層が 6 割程度」とまとめることができるだろう。

従来の研究も、相応の仕方で、これら学習意欲の問題を扱ってきているのだが、この正反対の受容態度という現象自体を問題化することはできていない。

先行研究の多くは、大学生までの学生を対象としてきた。これは、これまでの意欲という問題系が、教育学的な問題関心の中で育まれてきたゆえであろう。教育という領域において、いかなる種類の意欲 (= 「学習動機」) を有する者が最終的に能力を獲得することができるのか、ということ为主要な説明すべき問いとしているのである。

小磯かをる(2005)の研究が依拠するのもこの研究の流れである。小磯は、本稿と同じく JGSS-2003 のデータセットを用い、かつ、英語の学習意欲を主要な分析対象としている。そして、英語の学習意欲保持者について、積極的な保持者(「積極的に学習するつもり」と答えた者)を1とし、消極的な保持者(「機会があれば学習」「仕方なく学習」)を0として、積極的な学習意欲保持にいたる動機付けを二項ロジスティック分析の手法によって明らかにしている。この分析が、先に教育学的な問題関心とした「いかなる種類の意欲を持つのか」という問いに基づくものであることは明らかだろう。

この問いの重要性を認めつつも、本稿の問題関心からすれば以下の点を問題とせざるを得ない。すなわち、小磯の研究をはじめとする教育学的関心に基づく先行研究においては、英語の学習意欲を有する人々だけを分析対象として設定する結果、そういう意欲を有する人々が、意欲を有さない人々と比較して、いかなる社会経済的条件、生物学的条件を有する人々なのかについての分析を欠かざるを得ないのである。その結果として、正反対の受容態度を生み出す構造自体に分析が及ぶことがなかった。

それに対して、本稿は、この正反対の受容態度を生み出す構造自体を分析の対象とするのだが、予め次節の議論を先取りしておくとして、この構造を分析するにあたっては、以下の2つの視点からアプローチするのが有効であると考えられる。

英語学習を意欲させなくさせる絶対的な条件が存在する

それぞれの領域において、行為者のいかなる属性が英語を意欲させるかが異なるので、領域ごとに英語学習意欲に結びつく生物学的、社会経済的条件を探求する必要がある。

次節以降では、まず、これらの視点を P. ブルデューの社会理論を検討しつつ導出し(二節) 次いで、データと変数とを概観した上で(三節) 具体的な分析を行うことにする(について四節、 について五節)。

2 . 分析視点

先の節では、外来語(英語)に対する正反対の受容態度という現象(を有む構造)を分析対象とすることを論じた。それでは、いかなるアプローチをとるべきであろうか。本節では、具体的な分析に先立ち、P. ブルデューの社会理論を援用して、この対象への妥当なアプローチ法を検討したい。

前節で先行研究をまとめた際に、教育学的問題関心においては、学習意欲の多寡自体が社会的に不均等に配分されている事実が問題化されてこなかったという点を指摘したが、実は、すでに教育社会学の分野では、意欲というものが、教室においてさえ、最初から均等に配分されているものではなく、むしろ生まれ育った環境に従って不均等に配分されて

いるのではないかと、という仮説に基づいた研究が蓄積してきている。その研究の流れの先駆として無視できないのがブルデューの社会理論である。学説史的にみた場合ブルデューの社会理論は、前期、中期、後期に分けられるが、本稿が参照するのは前期のハビトゥス論と後期の界の理論である。

2.1 ハビトゥス論

さて、意欲の多寡を問題とする既存の教育社会学的研究がブルデューの社会理論を参照する際に、最も頻繁に言及してきたのが、前期ブルデューによるハビトゥス論である。

ハビトゥスとは、ブルデューによると、身体的動作から知覚・評価図式までを体系的に統制する性向のことをいう。それは、主に家庭による教育によって植えつけられるとされる。

このハビトゥスという概念は、これまで主に、学生における学習意欲がどのような社会的・経済的条件によって規定されているのかを明らかにする研究において、その背後仮説として用いられてきた。例えば、父母の出身階層や教育程度を参照することから、家庭環境がいかに児童の学習意欲の多寡を規定しているかなどが分析されている。

このように、教育社会学的な分析においては、社会的・経済的諸条件がいかに意欲における格差に結びつくかに分析が集中する傾向がみられるが、もともとのハビトゥス論は、性差や年齢などの生物学的な諸条件をも射程に収めるものであった点にも注意したい。すなわち、その社会において、女性や高齢者らが、いかにふるまうべきか、どのように自己を評価すべきかを知らず知らずのうちに規定される結果、本人のふるまい方や知覚・評価図式に影響を与えるのである。本稿のテーマに即していえば、例えば、「すでに自分は十分に老いているので英語の学習を断念したい」と考える人がいるとすれば、それは、ハビトゥスが当人の知覚・評価図式に影響しているためであるといえるだろう。

今みてきたように、英語の学習意欲を断念させる規定要因として、ハビトゥスを媒介として、生物学的諸条件や社会的・経済的諸条件が働いていることが考えられる。正反対の受容態度をうむ構造を考える上で、まずは、この視点が有効であろう（視点）。

2.2 界の理論

次に、先行研究では比較的参照されることが少ないが、後期ブルデューによって展開された界（champ）の理論について検討したいと思う。

界とは、正統性をめぐって対立する行為者間の力関係として定義される。社会はいくつもの界に分化しているのだが、これは、いくつもの異なる正統性をめぐって異なる行為者らが対立している状態を指している。

例えば、職業威信スコアという指標が明らかにするように、職業には威信の上下が存在する。これはブルデューの社会理論においては、職業に正統性が存在し、かつ、その正統

性を頂点としたヒエラルキーが存在するということであるから、職業の界において、行為者らが互いに対立する力関係の中にいるということを示唆している。また、片岡栄美(1998)の研究は、趣味にも威信による序列が存在することを明らかにしているが、これは、趣味の界においても、行為者らが正統性をめぐる力関係の中にいるということの意味するだろう。このように、それぞれの界では、それぞれ異なる種類の正統性をめぐって闘争が行われているというのが、界の理論による仮説である。

さて、この理論を本論の主題である英語の学習意欲の問題と関わらせたときに、どういふ視点を導出することができるのだろうか。

英語の学習意欲を有するとは、それぞれの界において(例えば、職業や趣味などの界において)その界の力関係のなかにいる行為者らの一部によって、英語を用いる能力が正統性をめぐる対立における有効な戦いの手段として認識されるということの意味する。これはつまり、分析にあたって、英語学習意欲という現象を、特定の界に立ち会う行為者らにとっての可能な戦略的行為の1つとして解釈する視点を採用するということである。

もう少し具体的に述べておくと、人々は各々の界のなかで正統性を獲得するべくさまざまな戦略を組み立てる。英語能力の獲得というのもそれらの戦略のうちの1つである。そうすると、他の戦略ではなく英語能力の獲得という戦略をとる選択をするということは、その行為者の頭の中で、「自分(=行為者)が現在有している属性(生物学的、社会的経済的条件)においては、英語を意欲するという戦略が最適な戦略である」と認識されたということの意味しているだろう。

以上に述べたところから、英語能力の獲得を意欲するという戦略を採用するのに有利とされる生物学的・社会経済的諸条件を界ごとに探求する、というアプローチを導くことができるだろう(視点)。

以下では、三節において分析で用いるデータと変数について述べた後に、四節で視点からの分析を、五節で視点からの分析を行うことにする。

3. データと変数

本稿が分析に用いるのは、JGSS-2003 データセットである。JGSS-2003 においては、層化2段無作為抽出法を用いて抽出した、日本全国の満20歳から89歳までの7,200名の男女を対象に調査を行っている。半数ずつ二種類の調査票(A票とB票)が用いられているが、本分析が依拠するのはA票のほうである。なお、A票の対象者については、回収率が55.0%、1,957名の有効回答を得ている。

本稿では、学習意欲のあるかないかというのが重要な問いであるので、「あなたは今後、英語を学習するつもりですか」という問いに対して、「積極的に学習するつもり」「機会が

あれば学習したい」「仕方なく学習する」を総計した 610 名と「学習するつもりはない」と回答した 1,342 名とをあわせた合計 1,952 名が分析の対象となる。

以下では、本稿が実施する二つの分析において用いる変数について説明する。

3.1 ハビトゥス論の視点による分析（四節）で使用する変数

従属変数

従属変数には、先に述べた学習意欲のあるなしを用いる。但し、この分析では、英語をすでに十分に話せるから学習意欲を持たない人々、と、英語を話せないし話す意欲もない人々とを分けて後者のみを対象とする必要がある。

そこで、「あなたは、英語でどのくらい会話ができますか」という問いに対し、「日常生活や仕事の英会話が、充分できる」と答えた人に 4 点を、以下、「日常生活や仕事の英会話は、なんとかできる程度」を 3 点、「道をたずねたり、レストランで注文できる程度」を 2 点、「あいさつができる程度」を 1 点、「ほとんど話せない」を 0 点とした。また、「あなたの英語の読解力は、どのくらいですか」という問いについても同様に、「英語の本や新聞が、スラスラ読める」と答えた人に 4 点を、以下、「英語の本や新聞を、なんとか読める」が 3 点、「短い英語の文章なら読める」が 2 点、「簡単な英単語ならわかる」が 1 点、「ほとんど読めない」を 0 点とした。この二つのスコアを足したものを、英語力の尺度として構成し、8 点から 5 点までを「英語力・強」とし、4 点から 2 点を「英語力・中」、1 点もしくは 0 点を「英語力・弱」とした。

表 1 英語力別の学習意欲（行%、N は実数）

		学習意欲のあるなし			(N)
		意欲なし	意欲あり	計	
英語力	弱	85.9	14.1	100.0	(1145)
	中	46.5	53.5	100.0	(706)
	強	27.7	72.3	100.0	(94)
計		68.7	31.3	100.0	(1945)

注 1) 英会話力、英語読解力ともに「無回答」7 名を除く

注 2) $\chi^2=392.958$ $p=.000$

すると、「英語をすでに十分に話せるから学習意欲を持たない人々」（英語力・強 × 意欲なし）は 26 名となるが、これは、そのほかの意欲のない人々（英語力・弱中 × 意欲なし）に属する 1,316 名とは分けて分析される。

独立変数

独立変数には、性別、年齢(世代)の生物学的変数、と、居住地、本人学歴、父親学歴、母親学歴、現職の社会経済的変数を用いる。以下に、記述統計量を示す。

表2 四節で用いる変数の記述統計量(％、計は実数)

性別	男	44.5
	女	55.5
	計	1,952
世代	20-34歳	17.9
	35歳-64歳	57.8
	65歳以上	24.2
	計	1,952
市郡規模	14大都市	17.9
	その他の市	57.8
	町村	24.2
	計	1,952
本人学歴	義務	24.7
	中等	45.4
	高等	29.3
	計	1,935
父親学歴	義務	42.8
	中等	21.9
	高等	13.1
	計	1,518
母親学歴	義務	45.3
	中等	27.8
	高等	6.0
	計	1,545
職業	専門管理	9.6
	事務販売	24.7
	マニュアル	23.3
	農業	4.1
	専業主婦	25.2
	無職	12.4
	学生	0.7
	計	1,818

注1) それぞれ、「分からない」「無回答」は除く

3.2 界の理論の視点による分析(五節)で使用する変数

五節では界ごとに分析を行う。5.2 では、20 歳から 64 歳までの男性を対象として**職業の界**の分析を行う。5.3 では、20 歳から 45 歳までの子どものいる女性を対象として**子弟教育の界**の分析を行う。二節で述べたように、それぞれの界ごとに用いる変数が異なる。

従属変数

質問「英語学習の理由は何ですか」は、「英語学習を意欲する」と回答した人々のみに

対して多重回答の形式で問われた質問文である。このうち、本稿では、「仕事上役に立つから」と「子どもの教育に役立つから」という回答の選択の有無を従属変数とした。

表3 五節の従属変数の記述統計量（%、計は実数）

		総回答	20-64歳男性	20-64歳男性ホワイトカラー
仕事上役立つから	はい	5.1	10.0	16.8
	それ以外	94.9	90.0	83.2
	計	1,952	613	279

		総回答	20-45歳女性
自分の子どもの教育に役立つから	はい	6.1	26.3
	それ以外	93.9	73.7
	計	1,952	259

独立変数

四節で挙げたものを除いては、以下の変数を新たに投入する。**職業の界**については、企業規模、再就職の容易さ、職業威信スコア、**子弟教育の界**については、雇用形態（専業主婦含む）、夫職業威信スコアを投入している。以下に主な変数の記述統計量を記述する。

表4 20-64歳男性ホワイトカラー（行%、Nは実数）

		仕事上役立つから(学習意欲理由)			
		はい	それ以外	計	(N)
企業規模	100人未満	11.1	88.9	100.0	(108)
	100人から999人まで	21.7	78.3	100.0	(69)
	1000人以上	17.0	83.0	100.0	(47)
	計	15.6	84.4	100.0	(224)
再就職の容易さ	容易である	18.4	81.6	100.0	(211)
	容易ではない	16.1	83.9	100.0	(49)
	計	43	217	100.0	(260)
英語力	強	39.5	60.5	100.0	(38)
	中	18.3	81.7	100.0	(153)
	弱	4.5	95.5	100.0	(88)
	計	47	232	100.0	(279)

注1) それぞれ、「分からない」「無回答」は除く

表5 20-45歳子どもがいる女性（行%、Nは実数）

		子どもの教育に役立つから(学習意欲理由)			
		はい	それ以外	計	(N)
雇用形態	常時雇用	24.3	75.7	100.0	(37)
	非正規雇用(パート等)	23.3	76.7	100.0	(86)
	・ 自営・内職	27.3	72.7	100.0	(11)
	・ 専業主婦	28.3	71.7	100.0	(113)
	計	25.9	74.1	100.0	(247)
英語力	強	14.3	85.7	100.0	(14)
	中	38.6	61.4	100.0	(132)
	弱	13.3	86.7	100.0	(113)
	計	26.3	73.7	100.0	(259)

注1) それぞれ、「分からない」「無回答」を除く

注2) 雇用形態については「失業中」(2名)「その他」(2名)も除いた

4. 英語学習意欲の保持を困難にさせる条件：ハビトゥス論の視点から

本節では、身体的挙動や評価・知覚の図式を統制・産出すると定義されたハビトゥスを媒介として、社会経済的条件や生物学的条件が、いかに行為者らの英語能力獲得への意欲を規定するかを分析する。

具体的には、表1のクロス表を元に、「英語学習意欲あり」「英語学習意欲なし×英語力・強」「英語学習意欲なし×英語力・中弱」の三つのグループへの所属を従属変数とし、多項ロジスティック回帰分析の手法を用いることで、それらへの所属を規定するに至る、社会経済的条件と生物学的条件とを析出することにする。

表6では、「意欲あり」をベースラインカテゴリーとしたときの、「英語学習意欲なし×英語力・中弱(なし)」へのなりやすさをみた。ここから、どのような規定要因が働いて、英語能力の獲得を意欲させないようにさせるかをみることができる。

モデル では、性別と世代という生物学的要因だけをみている。モデル にはこれに居住地域を加え、モデル で教育変数、モデル では職業変数を加えた。説明力の増加を見ると、生物学的要因と教育変数の効果がとりわけ大きいことが分かる。反対に職業変数はそれほど大きくはない。

個々の変数をみても、一貫して強力な効果を有しているのは、世代変数と本人教育変数である。ここから、高齢になるほど、そして学歴が低くなるほど、英語学習への意欲を持ちにくくなることが分かる。そして、統計的有意さはやや弱くなるものの、都市から田舎になるほど英語の学習意欲を持たない傾向も析出された。職業については、専門管理職に対して他の職で英語を意欲しにくい傾向が出ている。と、ここまでは、我々の直観に反する結果ではない。

しかし、以下の二点の結果は注目に値する。第一に、ふつう文化的再生産論などで議論されるような、父母の学歴による、英語学習意欲への影響は見出すことができなかった。

表6 英語学習意欲の規定要因（多項ロジスティック回帰）

	モデル		モデル		モデル		モデル		
	意欲なし能力なし		意欲なし能力なし		意欲なし能力なし		意欲なし能力なし		
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)	
性別	男 (女)	.359**	1.432	.341**	1.406	.321*	1.379	.350*	1.419
三世代	20-34歳	-2.214***	.109	-2.188***	.112	-1.340***	.262	-1.241***	.289
	35-64歳 (65歳以上)	-1.503***	.222	-1.482***	.227	-1.053***	.349	-.983***	.374
市郡規模	14大市			-.676***	.509	-.366†	.693	-.342†	.710
	その他の市 (町村)			-.414**	.661	-.216	.806	-.165	.848
本人学歴	義務 中等 (高等)					1.787***	5.973	1.531***	4.621
	中等 (高等)					.782***	2.185	.644***	1.904
母親学歴	義務 中等 (高等)					.346	1.413	.427	1.533
	中等 (高等)					-.011	.989	.044	1.045
父親学歴	義務 中等 (高等)					-.098	.906	-.255	.775
	中等 (高等)					-.026	.974	-.107	.898
職業	事務販売 マニュアル							.188	1.207
	農業							.693**	2.000
	無職							1.192*	3.295
	主婦							.567†	1.763
	学生							.542*	1.719
	(専門管理)							-.230	.795
N		1947		1947		1461		1368	
-2LL		60.909		136.312		626.804		1018.713	
∧2		238.126***		267.795***		312.476***		297.604***	
Nagelkerke R [∧] 2		.154		.172		.255		.257	

注1) 従属変数のベースラインカテゴリーは「意欲あり」

注2) †を p<.10、*を p<.05、**を p<.01、***を p<.001 とする。

ここから分かるのは、英語を学習したいと意欲することは、家庭における文化的環境に影響されるのかもしれないが、両親の学歴はその環境を構成していないということである。これが具体的にはどういうことなのかについては、次節でもう少し詳しく分析する。

二つ目の注目点は、性別の影響である。モデル から分かるように、男性のほうが、女性よりも約 1.4 倍も英語学習を意欲しない傾向があることが分かった。これは、我々の社会において、男性が既存の文化で満足する傾向があるのに対して、女性が新しい文化を求める傾向があるという一般的傾向の現れの一つであろうと思われる。この場合、英語能力を獲得するとは、新しい文化体系をまるまる体験する可能性を得ることと同義である。

さて、以上の結果をハビトゥス論の観点から解釈すると何が言えるだろうか。

ハビトゥス論を用いることによって、経済社会的要因や生物学的要因が、どのような体系的な仕方で、人々の主観的な意欲の多寡を規定することになるかを解釈することが可能になる。具体的には、英語学習能力の獲得を断念させるに至る要因が、過去における英語との関係、現在における英語との関係、そして、未来の見込みにおける英語との関係によって規定されていることが理解されるだろう。

すなわち、過去における英語との関係とは、過去の学校教育の程度のことである。低学歴者は、自らを英語と関わる資格のないものとみなして、英語能力の獲得を自主的に断念する傾向がある。

また、現在における英語との関わりとは、英語と接する機会の多寡である。都市に住まうこと、事務管理職に就くこと、これらは、英語を用いる機会を増やし、英語に慣れ親しみやすくさせる。その分だけ英語は、疎遠なものとしてではなく、身近なものとして意志しやすくなるといえよう。

最後に、未来における英語との関係とはこういうことである。英語とは、一般的に、現在とは異なる世界を体験するためのチャンスとして把握されている。したがって、行為者が未来を意志する度合いと英語の学習意欲とは比例するのであって、逆に、自らの未来の可能性を少なく見積もりがちな高齢者は、英語の学習を断念しがちなのである。

5 . 戦略的な英語学習意欲の条件：界の理論の視点から

前節では、経済社会的要因や生物学的要因が、いかに体系的な仕方で、人々の英語学習意欲という主観を拘束するかを分析した。しかし、行為者らはそうした重力にも似た要因にある程度引きずられながらも、その限界内においては、自らの目的にしたがって戦略的に行為を練り上げていく可能性をも有している。

一例を挙げると、高学歴を有し、かつ、専門管理職についているひとであっても、必ずしも英語学習を意欲するとは限らない。そこで必要となってくるのが、「どういう場合に英語学習が意欲されるか」を理解するために、「どういう場合に英語学習を意欲するのが戦略的に有効なのか」を理解するという視点を採用することである。今の例でいうならば、高学歴を有しており、かつ、専門管理職についているひとが、その環境下においていかなる条件を有しているがゆえに英語を意欲する戦略を選んだのか、を見なくてはならないということである。

今見た例からも分かるが、この分析を遂行するためには、少なくとも以下の三つの情報が必要になる。第一に、ある戦略を理解するには、その戦略が立てられるゆえんとなる目標が分からなくてはならない。この目標は、ブルデューの社会理論においては、界における正統性のことを指す。そして、この正統性を目指して対立がなされる場所のことが界と呼ばれるのである。第二に、その戦略が有効となる条件をみるには、その界に固有の諸条件についての情報が与えられなくてはならない。管理職のひとの例で言えば、従業員規模などの情報がそれに当たるだろう。第三に、それぞれの行為者はその界において有効となるであろう武器をすでに有しているが、この武器についての情報が必要となる（ちなみにブルデューはこの武器のことを「資本」と呼んでいる）というのは、一般に、その武器との関わりにおいて、いかなる戦略を立てるべきかが規定されるからである。例えば、英語

力をすでに有している管理職のひとと英語力をまったく持たない管理職のひとがいたとしよう。英語力をすでに有しているひとは、その英語力を用いて自らの企業内での価値を高めようとするだろうが、まったく英語力を有していない管理職者はむしろ英語とは異なる能力で勝負しようとするだろう。このように、そのひとがすでに有している武器によって戦略が変更される可能性があるので、各々の界についてこの武器を見る必要があるのである。

以下では、5.1において界の分類を行い、5.2において職業の界を、5.3において子弟教育の界をみることにしたい。

5.1 界の分類

本稿では、界を分類するための指標として、「英語学習の理由は何ですか」(多重回答)という質問項目を用いる。この問いは、その前の質問「英語学習の理由は何ですか」に英語学習を意欲すると回答した610名のみに対して多重回答の形式で問われた質問文である。

本原稿では、このうち、戦略的な学習理由が明らかな回答のみを析出し、それを界とみなした。すなわち、「仕事上役立つから」に回答した人々が属する界と「自分の子どもの教育に役立つから」と回答した人々が属する界である。それぞれ、職業の界、子弟教育の界とみなすことができるだろう。

次に、同じ界において、英語を意欲する戦略を採用するひとと採用しないひととを比較することを可能とするために、その界に属する母集団を限定しなくてはならない。職業の界については、これを20歳から64歳までの男性とした。本来は女性も入れるべきなのだが、男性に比べて多様なライフコースを想定しなくてはならないために解釈が難しくなり、今回の分析では便宜的に外すことにした。今後の課題としたい。

子弟教育の界については、20歳から45歳までの女性とした。45歳までとしたのは、英語を意欲する理由として「子どもの教育に役立つから」と答えた人が26歳から45歳まで均等に分布していたためである。なお、45歳以降は、急に年齢が開いて52歳に1名、55歳から57歳まで1名ずつとなる。おそらく、この4名は、子弟の大学受験にあわせてのものと思われるが、これは、他の年齢における子弟教育と意味合いが異なってくるので除外した。なお、子弟教育についても本来は男性を分析対象に含めるべきであろうが、これも性別ごとに意味合いが異なり解釈が困難となるため、今回の分析では便宜的に外すことにした。

なお、今述べた従属変数も含めて、分析に用いる変数についての詳細は、3.2を参照していただきたい。

5.2 職業の界

すでに四節でみたように、職業によっては英語と触れる機会が殆どない職業が考えられ

る。そこでは英語能力の獲得が戦略的に意欲される可能性は殆どない。そこで、そのような職業を分析から外すために、英語の学習動機として「仕事上役立つから」と回答したひとと職業とをクロスした ($p < 0.001$)。

表 7 職業別の戦略的英語学習意欲(行%、Nは実数)

		英語意欲(仕事のため)			
		意欲あり	意欲なし	計	(N)
現職8分類	専門	32.8	67.2	100.0	(61)
	管理	17.9	82.1	100.0	(28)
	事務	13.7	86.3	100.0	(139)
	販売	5.9	94.1	100.0	(51)
	熟練	4.5	95.5	100.0	(111)
	半熟練	5.6	94.4	100.0	(72)
	非熟練	9.1	90.9	100.0	(33)
	農業	0.0	100.0	100.0	(36)
計		88.9	11.1	100.0	(531)

注 1) $\chi^2=44.433$ $p=.000$

専門職において仕事のために英語を意欲する人々が最も多く、以下、上層ホワイト、下層ホワイト、ブルーカラー、農業という順で、仕事上で英語を学習したいと答える人々が減少することが分かった。非熟練で英語意欲の比率がやや高いのが気になるが、これは、実数が少ないために割合の値が大きくなってしまったことが原因であると思われる。

そこで以下では、ホワイトカラー(専門、管理、事務、販売)を対象を限定して、仕事のために戦略的に英語を意欲するかないかについて、二項ロジスティック分析の手法によって分析を行う。

ここでは三つのモデルを設けた。モデル 1 は、一般的な生物学的・社会経済的条件のみで構成される。モデル 2 は、これに、職業の界に固有な変数を付け加えた。モデル 3 では、教育年数と英語力の変数を加えているが、これは、先にも述べたように、行為者がすでに有している武器(資本)に当たるものである。

表 8 がその結果である。まず目に付くこととして、これまでの分析では有効でありながら今回有効ではなかった変数である教育年数と年齢が挙げられよう。とりわけ、教育年数が有効ではなかった理由としては、母集団をホワイトカラーに限定した結果、みんながある程度高い学歴を有してしまっているがゆえに高学歴を理由として(すなわち、すでに有している武器とみなして)英語を学習する動機づけに欠けたことが推測される。

反対に、特にみるべき効果を挙げている変数として、職業威信スコアと英語力・強の 2 つが挙げられる。威信スコアについては、表 7 のクロス表から分かるように、専門職が英語を意欲する確率が高かったことと大いに関係している。

表 8 仕事のための戦略的英語学習意欲の規定要因
(二項ロジスティック回帰)

	モデル		モデル		モデル	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
年齢	-.021	.979	-.029†	.971	-.027	.937
居住地						
14大市	-.808	.446	-.697	.498	-1.010	.364
その他の市 (町村)	-.178	.837	.016	1.016	-.108	.898
企業規模						
100人未満			-.671	.511	-.601	.548
1000人以上 (100人～999人)			-.317	.728	-.448	.639
再就職の容易さ			.103	1.109	.131	1.140
職業威信スコア			.057**	1.059	.060**	1.061
教育年数					-.153	.859
英語力						
強					2.877***	17.762
中					1.344*	3.833
(弱)						
N	279		260		256	
-2LL	247.953		214.937		189.592	
χ^2	5.063		18.278*		38.937***	
Nagelkerke R ²	.03		.115		.239	

注1) †を p<.10、*を p<.05、**を p<.01、***を p<.001 とする。

そして、英語力と戦略的英語意欲との強い関係は無視できない。高い英語力をすでに備えている人については、英語力を殆ど持たない人と比較して、約 18 倍も英語を意欲しやすいという結果は、後にみるように職業の界に特異な結果であるといえる。この結果は、この界の特性の一つに、行為者が、すでに有する力に対して更なる投資を行う戦略を組み立てやすい、という特性があることを示すものである。

5.3 子弟教育の界

この項では、20-45 歳までの子どものいる女性を対象を限定して、「自分の子どもの教育のため」に戦略的に英語を意欲するかしないかについて、二項ロジスティック分析の手法によって分析を行う。

ここでも三つのモデルを立てた。モデル は、一般的な生物学的・社会経済的要因のみで構成され、モデル では、界に固有の変数として、夫職業威信スコアと専業主婦を含む雇用形態を投入し、モデル は、行為者の有する武器として、教育年数と英語力とを投入した。

表 9 がその結果である。

表9 子弟教育のための戦略的英語学習意欲の規定要因

(二項ロジスティック回帰)

	モデル		モデル		モデル	
	B	Exp(B)	B	Exp(B)	B	Exp(B)
年齢	-.082**	.921	-.086**	.918	-.086**	.918
居住地	14大市	.612	-.785	.456	-.940†	.391
	その他の市 (町村)	-.433	.648	-.598	.550	-.709†
雇用形態	非正規雇用(パートなど)		-.111	.895	-.083	.920
	専業主婦		-.041	.960	-.059	.943
	自営・内職 (常時雇用)		.239	1.270	.112	1.118
夫職業威信スコア			.038*	1.039	.029	1.030
教育年数					-.003	.997
英語力	強				.388	1.475
	中 (弱)				1.415***	4.118
N	254		234		234	
-2LL	285.061		255.230		237.877	
χ^2	13.154**		17.376*		34.729***	
Nagelkerke R ²	.072		.104		.200	

注1) †を $p < .10$ 、*を $p < .05$ 、**を $p < .01$ 、***を $p < .001$ とする。

年齢が有効である点については、一般的な英語意欲の傾向と等しい。しかし、以下の三つの点は特に解釈を必要とするだろう。

第一に、モデル 1 にのみ妥当し、しかも、有意性もそれほど高いわけではないが、居住地が都会であるほど子弟教育のための英語学習を意欲しない傾向が見られた。これは一般的な傾向と正反対である。英語力で統制したクロス表をみると、英語力中規模の町村レベルの人々においてのみ英語学習意欲が高かったのだが、このことが影響を与えていると推測される。但し、このクロス表自体のカイ二乗検定は有意ではなかったため、まだ、この現象の意味について突き詰めて解釈すべき段階ではない。

第二に、雇用形態は、戦略的な学習意欲に対して有意な影響を与えていないことが分かった。ふつうに考えれば、専業主婦は、子弟教育にかけることのできる時間に恵まれていることから、子弟教育のための英語学習をより意欲すると思われるのだが、予想と反する結果となった。これは、様々な雇用形態は違えども、「母親が子弟教育を受け持つ」という一般的な通念が依然として大きな力を有しており、そのために、雇用形態ごとの差が出なかったことが原因ではないか、と推測する。この推測の妥当性を検証するには、今後この通念が弱まっていったときに、雇用形態ごとの差が有意に出るか否かを時系列的に追っていく必要がある。

最後に、英語力の効力のあり方が職業の界の場合と異なっている点が重要である。子弟教育の界においては、中規模の英語力が最も英語意欲と結びついていた。他方で、職業の

界において「英語力弱」と約 18 倍もの格差を生んでいた「英語力強」における英語意欲は、子弟教育の界においては殆ど析出されなかった。

これは以下のように解釈すべきであろう。職業の界においては、闘争の目的は当人自身の勝利に置かれている。当人の努力が直接に当人の更なる利益と繋がるという点に学習意欲昂進の動機付けが見られるといえよう。また、英語力が弱まるにつれて、その他の無数の能力・特技のどれか見込みのありそうなものに専念して伸ばすという戦略がとられやすくなるので、英語力と戦略的な学習意欲とは線形的な関係性を帯びやすいことになる。対して、子弟教育の界においては、闘争の目的が当人ではなく、当人の子弟の成功である。したがって、すでに英語力を相応に身につけた母親が、さらに英語力を身につけるといふ動機付けは弱い。その場合には、むしろ教授法の工夫などに時間を割くと考えられるのである。

6 . 結論

本稿は、英語の学習意欲の規定要因を探求しようとした。

先行研究においては、学習意欲の多寡が社会的に平等に配分されているという仮説のもとに研究が進められていたが、本稿はそれに対して、英語の学習意欲を有することは特別なことであり、それ自体を探求しなくてはならないとした。

その際に依拠したのは、ブルデューの社会理論である。中でも、ハビトゥス論と界の理論とを援用した。

前者のハビトゥス論は、いかなる生物学的、社会経済的な諸条件が体系的な仕方で行為者の英語能力の獲得への意欲を困難にさせるかをみるために用いられている。もう少し敷衍しておく、本稿においてハビトゥス概念とは、様々な諸条件が行為者の主観的な意欲へと結びつく際の体系的な仕方を解読するための理論装置として援用されている。

後者の界の理論もまた同様に、英語学習意欲と生物学的、社会的経済的条件との結びつきを見るために導入されているのだが、ハビトゥス論との主要な相違点は、ここでは、行為者らがゲームの中で用いる 戦略 という観点が新たに導入されている点にある。すなわち、人々は生物学的、社会的経済的諸条件によって英語学習を意欲しない可能性をかなり強く規定されているのであるが、逆に、意欲する諸条件を満たしているからといってみんながみんな英語学習を意欲するとは限らない。そこで、そういう人々の振る舞いを理解するために、「どういう場合に、英語能力の獲得を意志することが戦略的に有効となるか」という視点を新たに導入することにしたのである。

その結果として本論が得た知見は以下のようにまとめられよう。ハビトゥス論の視点を援用した四節において、本稿は、英語を意欲しないということと低学歴、高年齢、田舎くらし、非ホワイトカラー職などとの強い結びつきを確認した。これらの諸条件は、英語と

の過去における遭遇が与える英語と触れる資格を所有していないという当人の自覚（あるいは所有するという自負）そして、現時における英語との遭遇可能性の多寡によって規定される英語に対する近しさの感情の度合い、最後に、未来において現在とは異なった人生を送るチャンスがどの程度あるかという当人の見積もりなどといった、ハビトゥスの体系的な働きによって媒介されて、行為者の意欲を規定していると解釈されたのである。

五節においては、四節でみた生物学的、社会経済的諸条件の絶対的な働きを確認しつつも、行為者らが所属する界ごとにいかに異なった条件を元に英語を戦略的に意欲するかを見出そうとした。その結果、職業の界においては、職業威信スコアが有効であること、そして、強力な英語力をはじめから有している人ほど英語を意欲しやすい（有していない人ほど意欲しにくい）という線形的な関係を確認した。また、子弟教育の界においては、年齢の低さと英語力を中程度に有しているという事実が英語意欲と結びついていることを明らかにした。

さて、本論冒頭で述べたように、英語をはじめとした外来語受容については二極化という現象が見られたのであるが、この現象は今や以下のように解釈できる。片や、高齢者であることや田舎暮らし、低学歴であることなどの諸条件が体系的な仕方で行為者らの学習意欲を阻害している一方で、他方では、そうした重力からある程度自由な人々が自らの所属している界において有利に振舞うべく戦略的に英語を学習するという構造、これこそが、この二極化の現象の根底にあるといえるだろう。

この二極化の問題を考える上で特に深刻なのは、職業の界において観察されたような、職業威信スコアの高さと英語学習意欲との結びつき、や、英語力の高さと英語学習意欲との結びつきである。これらの結びつきはいずれも、職業の界においては、英語が武器としてあるいは資本として活用されやすいこと、その結果として、すでにタレントを有している者が更にそのタレントを洗練されていくという「昂進性」の性質が見られることを示している。実際、例えば、日本経済新聞にみられるようなカタカナ語の氾濫の主要な要因は、ホワイトカラーの界に特異なこの「昂進性」という性質に見出されるべきであろう。

また、本稿では分析対象とできなかったが、若者における趣味についても、洋楽鑑賞やファッションなどにおいて、すでに十分な英語力を有している者がさらにその武器に磨きをかけるべく英語能力の更なる獲得を意欲するという「昂進性」という性質が見られると推測される。

したがって、今後は、すでに英語力を有している者やそこで高いステータスを有する者が英語能力の更なる獲得を意欲するという「昂進性」の性質が見られる界にはどのような種類があるのかを見出して、その界のメカニズムを分析し、そうすることによって、その界における「昂進性」が、より広い社会における英語受容の二極化の現象と直接に結びつき、悪化させないようにするための方法を考えていかななくてはなるまい。本稿はそのための第一歩であった。

謝辞

分析方法などにつき、ご親切にもご指導いただいた、東京大学社会科学研究所教授の石田浩先生、同研究所助手の三輪哲さまに深く感謝いたします。また、セミナーにてコメントいただいた先生方に御礼申し上げます。

〔二次分析〕に当たっては、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データ・アーカイブから日本版 JGSS の個票データの提供を受けました。

参考文献

Bourdieu, P., 1979, *La distinction: critique sociale du jugement*, Paris: Minuit.

(= 1989 , 石井洋二郎訳 『ディスタクシオン』 藤原書店 .)

, 1980, *Questions de sociologie*, Paris: Minuit. (= 1991 , 安田尚・小松田儀

貞・加藤真義・佐藤康行・水島和則・田原音和訳 『社会学の社会学』 藤原書店 .)

片岡栄美, 1998, 「文化弁別力と文化威信スコア 文化評価の構造と社会階層」『文化と社会階層 (1995 年 SSM 調査シリーズ 18)』, 249-61 .

小磯かをる, 2005, 「日本人英語学習者の動機付け JGSS-2003 のデータ分析を通して」『JGSS 研究論文集[4]』, 79-91 .

国立国語研究所「外来語」委員会, 2002, 第一回議事録, http://www.kokken.go.jp/public/gairaigo/Haifu/gairaigo_giziyosi001.pdf(2006, 2, 13).

, 2004, 「外来語に関する意識調査」, http://www.kokken.go.jp/katsudo/kenkyu_jyo/genzai/ishiki/index.html(2006, 3,

, 2005, 「外来語に関する意識調査」, http://www.kokken.go.jp/katsudo/kenkyu_jyo/genzai/ishiki/16index.html(2006, 3, 3).